

FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS
ESCOLA DE ADMINISTRAÇÃO DE EMPRESAS DE SÃO PAULO

RAMON SILVA VILARINS

POLÍTICAS DE SALVAMENTO E RISCO BANCÁRIO EM PERÍODO DE CRISE

SÃO PAULO
2016

RAMON SILVA VILARINS

POLÍTICAS DE SALVAMENTO E RISCO BANCÁRIO EM PERÍODO DE CRISE

Tese apresentada à Escola de Administração de Empresas de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas, como requisito para obtenção do título de Doutor em Administração de Empresas

Campo de conhecimento:
Mercados Financeiros e Finanças Corporativas

Orientador: Prof. Dr. Rafael Felipe Schiozer

SÃO PAULO

2016

Vilarins, Ramon Silva.

Políticas de salvamento e risco bancário em período de crise / Ramon Silva Vilarins. - 2016.

115 f.

Orientador: Rafael Felipe Schiozer

Tese (doutorado) - Escola de Administração de Empresas de São Paulo.

1. Política governamental. 2. Administração de risco. 3. Bancos - Finanças. 4. Crise financeira. I. Schiozer, Rafael Felipe. II. Tese (doutorado) - Escola de Administração de Empresas de São Paulo. III. Título.

CDU 336.71

RAMON SILVA VILARINS

POLÍTICAS DE SALVAMENTO E RISCO BANCÁRIO EM PERÍODO DE CRISE

Tese apresentada à Escola de Administração de Empresas de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas, como requisito para obtenção do título de Doutor em Administração de Empresas

Campo de conhecimento:
Mercados Financeiros e Finanças Corporativas

Data de aprovação:

___/___/___

Banca examinadora:

Prof. Dr. Rafael Felipe Schiozer (Orientador)
FGV - EAESP

Prof. Dr. Hsia Hua Sheng
FGV - EAESP

Prof. Dr. Francisco Henrique Figueiredo de Castro Jr.
FEA - USP

Prof. Dra. Raquel de Freitas Oliveira
FECAP e Banco Central do Brasil

DEDICATÓRIA

Ao meu querido avô, Ailton Silva
(*in memoriam*)

AGRADECIMENTOS

Ao meu orientador, Rafael Schiozer, por acreditar em minha capacidade, pela dedicação, orientação competente e paciência.

Aos integrantes da banca examinadora desta tese, Prof. Francisco de Castro, Prof. Hsia Hua Sheng e Profa. Raquel de Oliveira, pelas críticas construtivas e bem fundamentadas que certamente melhoraram este trabalho.

Aos professores: Abraham Sicsú, Antonio Gledson, Naercio Menezes, Rafael Alcadipani, Wesley Mendes e William Eid, pelas excelentes aulas e experiências compartilhadas. Tenho muito orgulho de ter tido vocês como mestres.

Aos colegas da FGV: Adalto, André, Bruno, Danilo, Edimilson, Felipe, Guilherme, João Luiz, Paulo, Rafael, Valter e Vinicius. Foi prazeroso e muito enriquecedor ter convivido com todos vocês.

Aos colegas do Banco Central: Francisco Nobre, Toni dos Santos e Rodomarque Tavares. Em especial, agradeço ao Flávio de Melo. Seu apoio e seus ensinamentos, desde a época em que fazer mestrado era apenas um plano, foram fundamentais para o término deste ciclo.

À minha esposa, Cristina, e às minhas filhas, Julia, Laura e Helena, pelo carinho e suporte recebidos neste período de muito trabalho, e por compreenderem a minha ausência em determinados momentos, devido à necessidade de dedicar-me a esta tese.

À minha mãe, Terezinha, ao meu pai, Ronaldo, à minha avó, Oscarina, à minha irmã, Roberta, e ao meu irmão, Renato, por estarem sempre ao meu lado, dando o apoio necessário para eu poder enfrentar os momentos mais difíceis, e por vibrarem a cada vitória que eu conquisto.

Por fim, ao Banco Central do Brasil, pelo apoio financeiro.

RESUMO

Esta tese analisa, entre 2005 e 2013, o impacto das políticas governamentais de resgate sobre o risco do setor bancário nos países da OCDE. Primeiro, em linha com a hipótese de *moral hazard*, verifica-se que instituições financeiras com expectativa elevada de *bailout*, assumem riscos mais elevados do que as demais. Segundo, constata-se que, em períodos normais, garantias de socorro às grandes instituições distorcem a competição no setor e incrementa o risco das demais. Durante a crise, entretanto, mostra-se que elevações na expectativa de resgate dos concorrentes de uma instituição, à medida que representa uma redução em sua chance de eventual socorro governamental, diminuem sua tomada de riscos. Adicionalmente, em período de crise também é evidenciado que: reduções na capacidade financeira dos países estão associadas a menor assunção de riscos; em média, o aumento na tomada de riscos é maior nos países com menor *spread* de *Credit Default Swap*.

Palavras-chave: resgate bancário, risco bancário, competição bancária, crise financeira

ABSTRACT

This dissertation analyzes the impact of government bailout policies on the risk of the banking sector in OECD countries between 2005 and 2013. First, in line with the moral hazard hypothesis, I verify that financial institutions with high bailout expectations assume higher risks than others. Second, I find that, in normal times, rescue guarantees to large financial institutions distort competition in the sector and increase the risk of the other institutions. However, during the recent financial crisis, increases in the rescue expectation of competitors of an institution, to the extent that they represent a reduction in its chance of bailout, decrease its risk taking. Additionally, in a crisis period, I find that the deterioration in the countries' sovereign capacity to bailout banks is associated with lower risk taking; on average, i.e., the increase in risk taking is higher in countries with a lower credit default swap spread.

Key-words: bank bailout, bank risk taking, bank competition, financial crisis

LISTA DE ESQUEMAS

Esquema 1 - Efeitos da política do TBTF sobre o balanço simplificado de um banco.....	28
Esquema 2 - Efeitos adversos de realimentação de risco entre bancos e países	36

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 – Mediana do Z-score dos bancos, classificados por MSCA – Países da OCDE – 2005 a 2013	64
Gráfico 2 – Mediana do Z-score dos bancos – Países da OCDE, classificados por ocorrência de crise bancária – 2005 a 2013.....	65
Gráfico 3 – Mediana do Z-score dos bancos – Países da OCDE que entraram em crise, classificados por nível de risco de crédito – 2005 a 2013	66
Gráfico 4 – Mediana do Z-score dos bancos comerciais – Países da OCDE que entraram em crise, classificados por nível de risco de crédito – 2005 a 2013.....	67
Gráfico 5 – Mediana do Z-score dos bancos – Países da OCDE, classificados por nível de risco de crédito – 2005 a 2013.....	68
Gráfico 6 – Mediana do Z-score dos bancos comerciais – Países da OCDE, classificados por nível de risco de crédito – 2005 a 2013	69

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 – Descrição do rating de suporte	45
Quadro 2 – Resumo das variáveis independentes	51
Quadro 3 –Países em crise no período de 2008 a 2010.....	56

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Número de bancos distribuídos por tipo e país em 2005 e 2013.....	55
Tabela 2 – Número de bancos distribuídos por <i>rating</i> de suporte e país em 2005 e 2013.....	57
Tabela 3– Estatística descritiva dos indicadores macroeconômicos e de competição, por país, no período 2005 - 2013.....	59
Tabela 4 – Estatística descritiva dos indicadores bancários, por país, no período 2005 – 2013	60
Tabela 5– Resumo estatístico das variáveis em nível de país – Pré-crise, crise e pós-crise	61
Tabela 6 – Resumo estatístico das variáveis em nível de banco – Pré-crise, crise e pós-crise	62
Tabela 7 – Matriz de correlação das variáveis	63
Tabela 8 – Impacto do MSCA sobre o risco bancário (Z-score).....	71
Tabela 9 – Impacto do CDS sobre o risco bancário (Z-score)	74
Tabela 10 – Distribuição do impacto do MSCA e do CDS sobre o risco bancário (Z-score) em 2008, 2009 e 2010	75
Tabela 11 – Impacto conjunto da interação entre MSCA, CDS e CRISE sobre o risco bancário (Z-score)	77
Tabela 12 – Impacto do MSCA (fixo em 2007) sobre o risco bancário (Z-score).....	78
Tabela 13 – Impacto do MSCA e do CDS sobre o risco bancário (componentes do Z-score)	81
Tabela 14 – Diferenças em diferenças: Impacto do CDS sobre o risco bancário (Z-score e seus componentes).....	83

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

CDS	<i>Credit Default Swap</i>
EF	Efeitos Fixos
EUA	Estados Unidos da América
FDIC	<i>Federal Deposit Insurance Corporation</i>
FED	<i>Federal Reserve</i>
IF	Instituição Financeira
IFRS	<i>International Financial Reporting Standards</i>
OCDE	Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico
OLS	<i>Ordinary Least Squares</i>
MSCA	<i>Market Share</i> dos Competidores Assegurados
PB	Ponto Base
PIB	Produto Interno Bruto
PL	Patrimônio Líquido
ROA	<i>Return on Assets (Retorno Sobre os Ativos)</i>
TARP	<i>Troubled Asset Relief Program</i>
TBTF	<i>Too Big to Fail</i>
TMTF	<i>Too Many to Fail</i>

Sumário

1	Introdução.....	15
2	Revisão da Literatura	21
2.1	Efeitos das Garantias de Resgate Governamental Sobre a Estabilidade Bancária	22
2.2	Efeitos das Garantias de Resgate Governamental Sobre a Estabilidade Bancária em Períodos de Crise	24
2.3	Efeitos da Política do Too Big to Fail Sobre a Estabilidade Bancária.....	27
2.4	Efeitos da Competição Sobre a Estabilidade Bancária.....	30
2.5	Efeitos das Garantias de Depósitos Sobre a Estabilidade Bancária.....	33
2.6	Efeitos da Capacidade Financeira dos Países Sobre a Estabilidade Bancária	35
2.7	Estabelecimento de Hipóteses.....	39
3	Variáveis e Metodologia	43
3.1	Descrição das variáveis.....	43
3.2	Metodologia	46
4	Amostra e Estatísticas Descritivas	54
4.1	Amostra.....	54
4.2	Estatísticas Descritivas	58
5	Resultados dos testes econométricos.....	70
5.1	Market Share dos Competidores Assegurados	70
5.2	Spread de Credit Default Swap.....	73
5.3	Testes de Robustez.....	78
5.4	Efeitos por Categoria de Spread de Credit Default Swap.....	82
6	Considerações finais e conclusão	84
7	Referências	95
	APÊNDICES	109
	APÊNDICE A – Spread de CDS dos países da OCDE – 2005 a 2013	109
	APÊNDICE B – Modelos com erros robustos clusterizados em nível de país	110

1 Introdução

*Some play at chess, some at cards, some
at the Stock Exchange. I prefer to play
at Cause and Effect*

Ralph W. Emerson

As causas mais comuns de crises bancárias são: crescimento acelerado do crédito e bolha de preços de ativos, fatores que costumam estar ligados à assunção excessiva de riscos pelos bancos. Em relação aos seus efeitos, os mais usuais são: forte retração econômica dos países atingidos, com aumento da dívida pública e do desemprego (REINHART; ROGOFF, 2013).

Historicamente, verifica-se que reguladores têm optado por um conjunto comum de políticas de resolução de estresses nos sistemas financeiros. Tais ações envolvem o resgate de bancos em dificuldades, seja por meio de compra governamental de ativos de alto risco ou de promoção de fusão entre instituições problemáticas com outras mais sólidas, nacionalizações, extensão do volume de depósitos garantido ou alguma combinação dessas medidas (REINHART; ROGOFF, 2009b), além do provimento irrestrito de liquidez aos mercados. Esse conjunto de medidas visa a ampliar a chamada “rede de segurança bancária”, constituída normalmente de regulamentação prudencial, supervisão bancária e seguro de depósitos.

Apesar de a ampliação da rede de segurança bancária ser frequentemente utilizada na gestão de crises, ainda não há consenso na literatura acerca de seus efeitos sobre a assunção de riscos dos bancos. Sob a hipótese da disciplina de mercado, a rede de segurança reduz o incentivo para que depositantes, credores e acionistas monitorem o comportamento das instituições financeiras (IFs); conduzindo, assim, a uma elevação no nível de risco das mesmas (FLANNERY, 1998). A hipótese do *charter value*¹, por sua vez, assinala que garantias governamentais fazem com que as IFs sejam mais conservadoras (KEELEY, 1990).

¹ Ativo intangível mensurado pelo valor presente dos lucros futuros que o banco espera receber em função de seu acesso a mercados protegidos, conhecimento do mercado, reputação, etc. (FISHER; GUEYIE, 2001).

Acharya, Anginer e Warburton (2013) investigam o vínculo entre garantias de resgate governamental e disciplina de mercado por meio da análise da relação entre taxa de emissão de *bonds* e perfil de risco de diversas IFs norte-americanas de 1990 a 2011. De acordo com os autores, para as pequenas instituições a relação entre taxa paga na captação de recursos e risco dos ativos é positiva e significativa. No entanto, para as grandes instituições essa relação é pequena ou insignificante, o que sugere que o investidor percebe uma garantia implícita dada às mesmas. O trabalho de Oliveira, Schiozer e Barros (2015) corrobora a ideia de que os depositantes enxergam uma garantia implícita dada aos grandes bancos.

Expandindo a análise de Keeley (1990), Demsetz, Saidenberg e Strahan (1996) definem *charter value* como valor de mercado menos o custo de reposição dos ativos, e relacionam esse indicador com diversas medidas de assunção de riscos dos bancos. Com isso, verifica-se que instituições com alto *charter value* mantêm nível superior de capitalização e maior diversificação de ativos. Além disso, também se observa que, tanto o risco individual quanto o sistêmico², são negativamente relacionados com o *charter value*. Por fim, salienta-se que, apesar de bancos com alto *charter value* estarem menos propensos a assumir risco excessivo em períodos de crise, o mesmo não é válido para bancos com baixo *charter value*.

Em adição às duas principais vertentes da literatura que analisam os efeitos das garantias de resgate sobre o risco bancário, Gropp, Hakenes e Schnabel (2010) investigam uma ampla gama de bancos atuantes em países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) e apontam que garantias de socorro (explícitas ou implícitas) a um grupo restrito de IFs podem, além de incentivar a tomada de riscos, distorcer a competição. O argumento utilizado é que bancos com potencial para receber *bailout* captam a custos mais baixos e, por isso, conseguem atuar de forma mais agressiva. Agindo dessa maneira, essas IFs reduzem a margem líquida de juros (receita líquida de juros sobre o total de ativos geradores de receitas) dos concorrentes que não possuem essa prerrogativa, forçando-os a elevar a assunção de riscos como forma de recompô-la.

² “... the risk that an event will trigger a loss of economic value or confidence in, and attendant increases in uncertainty about, a substantial portion of the financial system that is serious enough to quite probably have significant adverse effects on the real economy. Systemic risk events can be sudden and unexpected, or the likelihood of their occurrence can build up through time in the absence of appropriate policy responses. The adverse real economic effects from systemic problems are generally seen as arising from disruptions to the payment system, to credit flows, and from the destruction of asset values.” (GROUP OF TEN, 2001)

Uma vez que a expectativa de resgate governamental influencia o risco bancário, seria natural inferir que a capacidade financeira de um país, à medida que torna um eventual socorro mais ou menos crível, também é um elemento importante para explicar a assunção de riscos das IFs. Nessa linha, Demirgüç-Kunt e Huizinga (2013) apontam para uma relação negativa significativa entre o déficit fiscal dos países analisados e o preço das ações dos bancos locais. Relações semelhantes foram sugeridas por diversos outros estudos, entre eles: Völz e Wedow (2009) e Schich e Lindh (2012).

A partir de 2007, em razão da crise financeira mundial, houve um incremento no número de estudos que analisam a relação entre risco bancário e rede de segurança em períodos de estresse financeiro (e.g. DAMAR; GROPP; MORDEL, 2012; ACHARYA; DRECHSLER; SCHNABL, 2014; ANGINER; DEMIRGÜÇ-KUNT; ZHU, 2014b). Assim, encontram-se indícios de que variáveis que afetam a tomada de riscos podem ter efeitos distintos caso o período em análise seja de normalidade ou de crise. Essa alteração pode acontecer, por exemplo, como reflexo de mudanças ocorridas na disciplina de mercado, no perfil da demanda por crédito, no comportamento dos depositantes ou na própria competição entre as IFs. Portanto, em períodos de estresse os bancos podem adotar comportamentos mais arriscados, planejando utilizar a rede de segurança, caso haja necessidade. Ou, de forma contrária, podem ficar mais avessos ao risco, reduzindo empréstimos e formando um colchão de capital, por exemplo (SOEDARMONO; MACHROUHB; TARAIZI, 2013).

Com base em uma ampla amostra de bancos, este estudo investiga a relação entre a expectativa de resgate e o *market share* dos concorrentes de uma instituição e a sua tomada de riscos, tanto em tempos normais quanto durante a última crise financeira. Dado que a teoria sugere que as expectativas de resgate governamental podem aumentar ou diminuir o risco dos bancos, considera-se que a magnitude relativa das forças que impulsionam o risco seja diferente em tempos normais e durante momentos de turbulência. Além disso, em períodos de estresse financeiro as expectativas de resgate podem ser alteradas por duas razões. Primeiro, os governos e reguladores podem ter uma avaliação diferente dos possíveis efeitos macroeconômicos da falência de um banco durante uma crise financeira, em comparação com um evento semelhante, mas em tempos normais. Em momentos de tensão, é maior a chance de que a quebra de um banco desencadeie uma corrida bancária, prejudicando bancos que se encontram saudáveis e aprofundando a crise (CHEN; HASAN, 2008). Portanto, é razoável que as autoridades estejam mais dispostas a resgatar bancos durante uma crise financeira do que em tempos normais.

Goodhart e Schoenmaker (1993) consideram ainda que, em períodos de estresse, para evitar que um problema localizado em uma IF alastre-se pelo setor, governos optam por resgatar até mesmo instituições estrangeiras com operação local

Uma outra razão pela qual os agentes podem reavaliar as expectativas de resgate bancário durante uma crise é que os países podem ter capacidade financeira limitada para realizar essas operações. Em períodos de estresse, é provável que muitos bancos estejam em dificuldades e, por conseguinte, as autoridades tenham de estabelecer prioridades sobre quais bancos devem ser resgatados, com base nos efeitos de eventuais falências dessas IFs. Nesse sentido, bancos sistemicamente importantes costumam ter prioridade nesses momentos. Portanto, a expectativa de resgate de bancos concorrentes pode ser um determinante importante da tomada de riscos de uma IF. Em países com capacidade financeira restrita esse fator deve ser ainda mais relevante.

Ao explorar a variação exógena nas perspectivas de resgate provocadas pela crise financeira mundial, esta tese avalia os efeitos dessas expectativas sobre a tomada de riscos dos bancos. Adicionalmente, também se utiliza a variação transversal na importância sistêmica dos bancos e na capacidade financeira dos países (que resulta em variação heterogênea nas expectativas de resgate) para avaliar esse efeito. De forma mais objetiva, o presente trabalho pretende responder às seguintes perguntas de pesquisa:

1. Há relação entre o nível de risco de uma IF e a expectativa de resgate de seus concorrentes? Se sim, ela é alterada em períodos de crise bancária?
2. Há relação entre a capacidade financeira de um país (medida pelo *spread de credit default swap - CDS*) e o risco das IFs locais? Se sim, ela é alterada em períodos de crise bancária?

Em períodos normais, constata-se que aumentos na expectativa de resgate dos concorrentes de uma determinada IF elevam a sua tomada de riscos. Entretanto, em períodos de crise esse efeito é substancialmente mitigado. Ou seja, em períodos normais há predomínio do canal por meio do qual maior proteção aos concorrentes distorce a competição, diminui a margem líquida de juros e eleva a assunção de riscos das IFs cujos concorrentes são grandes e possuidores de alta probabilidade de resgate. Durante a crise, no entanto, há indícios de que aumentos na expectativa de resgate dos concorrentes de um banco reduzem a sua assunção de riscos. Esse resultado é consistente com a ideia de que quanto maior a expectativa de resgate dos concorrentes de um banco, menor é a sua importância relativa no sistema e, portanto, menor é

a sua perspectiva de ser eventualmente resgatado. Com isso, há incentivos para um maior conservadorismo. De forma complementar, em linha com a hipótese de risco moral, verifica-se que elevações na expectativa de resgate de um banco estão associadas a maior tomada de riscos.

Da mesma forma, observa-se que a relação entre *spread* de CDS soberano e risco bancário é modificada durante a crise. Enquanto em tempos normais, aumentos no *spread* de CDS soberano estão ligados a níveis mais elevados de risco bancário, na crise esse efeito é invertido. Ou seja, em linha com a hipótese de risco moral, aumentos no *spread* de CDS soberano, à medida que indicam menor capacidade financeira de um país realizar salvamentos bancários durante a crise, criam incentivos para menor tomada de riscos. Finalmente, corroborando resultados anteriores, são encontrados sinais de que durante a crise, os bancos situados em países com alto *spread* de CDS apresentam, em média, aumento no nível de risco inferior ao dos bancos localizados em países com baixo *spread* de CDS.

Esta tese contribui para a literatura de *banking* de diferentes maneiras. Primeiro, encontram-se indícios de que a capacidade financeira dos países, medida pelo *spread* de CDS, é uma variável relevante na determinação da tomada de riscos dos bancos, tanto no período de normalidade quanto de crise. Segundo, verifica-se que essa medida de risco soberano também é um fator relevante para explicar a dimensão da variação na tomada de riscos dos bancos entre os períodos pré-crise de 2007 e pós-crise. Terceiro, ao se empregar dados em painel, que incluem períodos de normalidade e de crise, para avaliar a relação entre a tomada de riscos de um banco e a expectativa de resgate de seus concorrentes, complementa-se o estudo de Gropp, Hakenes e Schnabel (2010), que faz análise semelhante, mas utiliza dados *cross section* de 2003. Embora Damar, Gropp e Mordel (2012) e Marques, Correa e Sapriza (2013) também avaliem o impacto das garantias de resgate sobre o risco bancário nos períodos pré e pós-crise, esses autores utilizam como principal variável de interesse a expectativa de resgate das próprias IFs e não a de seus concorrentes. Quarto, aponta-se que, em períodos de crise, a relação entre a tomada de riscos de um banco e a expectativa de resgate de seus concorrentes pode ser alterada em função do nível de risco de crédito do país em que a instituição está localizada. Quinto, em linha com a hipótese de risco moral, corrobora-se a teoria de que elevações na expectativa de resgate governamental de uma instituição estão associadas com maior tomada de riscos.

Em artigo que analisa 147 crises bancárias ocorridas entre 1970 e 2011, Laeven e Valencia (2012b) verificam que, em mediana, esses fenômenos são responsáveis por um total de perdas no produto interno bruto (PIB) de 23,0%. Adicionalmente, são observados aumentos expressivos no endividamento público dos países afetados. De forma similar, Reinhart e Rogoff (2013) investigam mais de 200 crises bancárias ocorridas em 66 países desde o século XIX e, em todos os casos, observa-se queda nas receitas dos países e conseqüentemente enfraquecimento da situação fiscal dos mesmos. Adicionalmente, três anos após a eclosão de uma crise o endividamento público aumenta, em média, 86%. Embora alguns países pareçam ter “aprendido” a evitar recorrentes episódios de *default* de dívida soberana e de alta inflação, o mesmo não é válido para as crises bancárias. Nessa linha, aponta-se que, de todos os países investigados, somente Austria, Bélgica, Holanda e Portugal não tiveram casos de crise bancária entre 1945 e 2007. Pesquisas que abordam duração e custo de crises também foram realizadas por Dziobek e Pazarbasioglu (1997), Demirgüç-kunt e Detragiache (1998) e Frydl (1999).

Com base no exposto, é possível se verificar que, além de causarem fortes danos aos países, as crises bancárias parecem não discriminar entre países ricos e em desenvolvimento. Assim, ao analisar o impacto das políticas de resgate bancário sobre a tomada de riscos, pretende-se gerar conhecimentos que possam ser úteis para se evitar futuras crises ou gerenciá-las de maneira mais eficiente.

As próximas seções desta tese estão organizadas da seguinte maneira: revisão da literatura e hipóteses utilizadas, variáveis e metodologia, amostra e estatísticas descritivas, resultados, considerações finais e conclusão.

2 Revisão da Literatura

*The progress of science is the discovery
at each step of a new order which gives
unity to what had long seemed unlike*

Jacob Bronowski

O modelo de rede de segurança bancária utilizado atualmente por inúmeros países contém elementos do sistema que foi elaborado na década de 1930 nos Estados Unidos da América (EUA) com o objetivo de estabilizar o sistema bancário do país e evitar crise semelhante à de 1929. Calomiris (1997) destaca que, anteriormente a esse período, medidas como garantias de depósitos e injeção de recursos públicos para capitalizar bancos privados em dificuldades não eram usuais. Em verdade, o mais comum era o *Federal Reserve* (Banco Central dos EUA - FED), conceder empréstimos a esses bancos após o recebimento de garantias consideradas adequadas. Em 1933, entretanto, essa situação foi alterada e, com isso, ficou autorizada a compra governamental de ações de bancos privados com problemas de liquidez. Segundo estudos da época, essa medida era a mais eficiente para evitar falências bancárias.

Foi também em 1933 que se introduziu outra inovação no sistema bancário norte-americano, uma agência oficial para segurar depósitos, o *Federal Deposit Insurance Corporation* (FDIC), cuja tarefa era prover seguro aos depósitos feitos nos bancos associados ao FED. Dessa forma, comprometendo-se a ressarcir os depositantes em casos de falência bancária, o Tesouro dos EUA passava a proteger os depositantes e, além disso, atenuar o surgimento de corridas bancárias (SCHIOZER, 2015). Acredita-se que essa proposta tenha sido fundamental para resgatar a confiança da população e ajudar a recuperação econômica do país no pós-crise (FRIEDMAN; SCHWARTZ, 1963).

Apesar de os anos seguintes à adoção da nova rede de segurança bancária terem sido de grande estabilidade financeira para os EUA, nos anos 1970 e 1980 houve um retorno da instabilidade e, com isso, o modelo passou a ser questionado. Um dos argumentos apontados é que em situações de volatilidade, algumas IFs começam, de forma consciente, a abusar da rede de segurança, assumindo maiores riscos sem que isso se refletisse em seu custo de captação. Fica

evidente, assim, a dificuldade de se criar uma rede de segurança bancária efetiva, dado que medidas que objetivam proteger o sistema financeiro contra crises podem vir a elevar o risco moral e, com isso, deixá-lo ainda mais instável (CALOMIRIS, 1997).

A seguir, pretende-se, a partir da discussão de estudos que tratam dos diversos canais pelos quais a rede de segurança bancária afeta a estabilidade do sistema financeiro, reunir informações que aprimorem a compreensão do objeto de estudo, e que sirvam de suporte para a definição das hipóteses, variáveis do modelo e metodologia desta tese.

2.1 Efeitos das Garantias de Resgate Governamental Sobre a Estabilidade Bancária

A crise financeira iniciada em 2007 evidencia que o socorro a bancos em dificuldades continua sendo utilizado pelos governos com o intuito de evitar que problemas localizados em algumas instituições espalhem-se pelo mercado. Entretanto, a ajuda a bancos pode sinalizar a existência de uma garantia governamental implícita de resgate. Com isso, pode-se afetar o risco bancário por meio de dois canais: disciplina de mercado e *charter value*. Sob a hipótese de disciplina de mercado, a expectativa de socorro reduz o incentivo para que depositantes, credores e acionistas monitorem o comportamento das instituições financeiras (IFs); conduzindo, assim, a uma elevação no nível de risco das mesmas (FLANNERY, 1998).

A hipótese do *charter value*, por outro lado, sugere que a expectativa de socorro proporciona redução no risco das IFs. A teoria é baseada no fato de que, devido aos bancos estarem protegidos de eventual falência, os depositantes aceitam receber uma taxa menor de remuneração pelos recursos emprestados, o que eleva a rentabilidade e o *charter value* dos bancos. Assim, objetivando manter tais benefícios, essas IFs assumem menos riscos.

A tese de que resgates de bancos em situação de *financial distress* tendem, por meio da elevação do risco moral, a gerar maior instabilidade no longo prazo existe, no mínimo, desde o século XIX, conforme aponta Bagehot (1888):

If the banks are bad, they will certainly continue bad and will probably become worse if the Government sustains and encourages them. The cardinal maxim is, that any aid to a present bad Bank is the surest mode of preventing the establishment of a future good Bank. (BAGEHOT, 1888, p. 28)

Ao analisarem uma amostra de 3554 bancos alemães de 1995 a 2006, Dam e Koetter (2012) encontram indícios de que aumentos na expectativa de resgate estão associados à tomada adicional de risco. Com base em dados oficiais de risco bancário e de resgates efetivos, estima-se que ao se elevar a probabilidade de socorro em 1%, a chance de *distress* sobe 7,1 pontos-base (pb). Conclusão semelhante é obtida por Mariathasan, Merrouche e Werger (2014) em estudo que avalia 856 bancos de 92 países: garantias implícitas de resgate conduzem a maior alavancagem e menor qualidade de capital dos bancos. Adicionalmente, salienta-se que quanto maior a gama de atividades das instituições, maior tende a ser sua assunção de riscos.

Sob uma ótica inovadora, Gropp, Hakenes e Schnabel (2010) verificam que políticas de *bailout* governamental podem impactar o risco bancário não só pelo seu efeito direto, mas também por meio de distorções provocadas na competição. Empregando uma amostra de bancos sediados em países da OCDE com dados *cross section* de 2003, o estudo verifica que garantias de resgate dadas aos grandes bancos aumentam fortemente a tomada de riscos dos bancos pequenos comparativamente aos bancos grandes, isto é, aqueles que sob a hipótese do estudo possuem garantias governamentais explícitas ou implícitas de socorro. Conforme os autores, essa diferença deve-se ao fato de que bancos com garantias captam a custos mais baixos e, como resultado, acabam por pressionar a margem líquida de juros dos demais. Também é possível inferir que, por poderem emprestar a taxas menores, os bancos protegidos ficam com os melhores tomadores de recursos. Assim, a conclusão dos autores é que garantias de socorro governamental podem aumentar não só o risco das IFs que são diretamente beneficiadas, hipótese do risco moral, mas também de outros integrantes do sistema.

Utilizando uma mudança regulatória que elimina garantias governamentais de resgate aos bancos de poupança alemães em 2001, Gropp, Gruendl e Guettler (2013) realizam um estudo de evento para analisar as consequências desse ato sobre o risco bancário no país. Compatível com a hipótese de risco moral, aponta-se que as instituições que foram diretamente afetadas pela remoção, o grupo de tratamento, diminuem a tomada de riscos, excluindo clientes mais arriscados de suas carteiras. Entretanto, é indicado que o mesmo comportamento não é verificado no grupo de controle. Em complemento, aponta-se que após essa mudança o custo de captação do grupo de tratamento sobe significativamente e que o mesmo não acontece com o outro grupo.

Ao analisar os efeitos da competição bancária nos EUA a partir dos anos 1950, Keeley (1990) conclui, contrariamente aos estudos relatados acima, que restrições regulatórias a novos

entrantes e à competição tornam o *charter value* significativo e que isso serve como incentivo para que os bancos não corram risco demais. Isto é, as garantias de resgate, à medida que reduzem os custos de captação, elevam o *charter value* dos bancos e, dessa forma, favorecem uma menor tomada de riscos. Na década de 70, porém, o pesquisador constata que as novas medidas de desregulamentação adotadas no país e a crescente competição, provocam diminuição do *charter value*, incremento da assunção de riscos e redução do nível de capitalização das IFs analisadas.

2.2 Efeitos das Garantias de Resgate Governamental Sobre a Estabilidade Bancária em Períodos de Crise

Embora seja comum que momentos de crise modifiquem a assunção de riscos dos bancos, esses movimentos não são necessariamente unidirecionais. Isto é, as crises tanto podem elevar quanto reduzir a tomada de riscos dos mesmos. Em estudo que contempla o sistema bancário brasileiro, Oliveira, Schiozer e Barros (2015) investigam as mudanças ocorridas no comportamento dos depositantes durante a crise financeira que se iniciou em 2008. Para os autores, houve migração significativa de depósitos para instituições sistemicamente importantes. Essa migração não é reflexo da má qualidade das IFs que perderam recursos, mas da percepção dos depositantes de que as grandes IFs possuíam garantia implícita de resgate.

Damar, Gropp e Mordel (2012) investigam o impacto da introdução, por parte da Dominion Bond Rating Service, de uma nova medida de *rating* de bancos, que considera a probabilidade de suporte governamental. Segundo os autores, enquanto em períodos de normalidade uma maior probabilidade de suporte governamental resulta em maior risco, em períodos de crise os bancos que *ex-ante* tinham baixa probabilidade de serem resgatados assumem riscos superiores àqueles considerados como potencialmente assegurados. Contrapondo-se em parte a esse estudo, Marques, Correa e Sapriza (2013) verificam que garantias de socorro estão positivamente relacionadas com a tomada de riscos e, além disso, que essa relação é ainda mais forte em períodos de crise.

Baseados em dados de bancos atuantes em 11 países asiáticos entre 1994 e 2009, Soedarmono, Machrouh e Tarazi (2013) avaliam a relação entre consolidação bancária e estabilidade do sistema financeiro em períodos de normalidade e de crise. Conforme os pesquisadores, em

períodos normais o incremento no poder de mercado conduz a maior assunção de riscos e, conseqüentemente, maior chance de insolvência. Contrariamente, na crise asiática (1997-1999) é verificado que a elevação no poder de mercado está relacionada com decréscimo na tomada de riscos e na probabilidade de insolvência. Aponta-se, todavia, que esse elo é efetivo apenas nos países com menor relação entre o total de ativos dos maiores bancos e o PIB. Ou seja, em mercados com IFs relativamente grandes, que frequentemente possuem garantia de suporte governamental, não são encontrados sinais de que elevações no poder de mercado aumentam a estabilidade bancária durante a crise.

A partir de 2007, a literatura que relaciona políticas de resgate e risco bancário foi ampliada e passou a incluir a questão do *too many to fail* (TMTF). Nessa linha de pesquisa, Acharya e Yorulmazer (2007) apontam que políticas de liquidação de bancos podem estar ligadas ao seguinte problema: quando o número de falências bancárias é grande, a decisão ótima *ex post* do regulador é socorrer alguns ou todos os bancos; por outro lado, quando o número de falências é pequeno, negocia-se para que bancos falidos sejam adquiridos por outras IFs. Dessa forma, cria-se um incentivo para o comportamento de manada, o que eleva o risco sistêmico. Os pesquisadores ainda ressaltam que, diferentemente da tese do *too big to fail* (TBTF), que afeta os grandes bancos, o argumento do TMTF e o comportamento de rebanho a ele relacionado estão mais ligados às pequenas IFs. Ou seja, com base em um modelo contendo dois bancos de tamanhos distintos, sendo um pequeno e outro grande, é verificado que o maior tem interesse em se diferenciar porque, caso seja o único sobrevivente, ele pode adquirir os ativos do banco pequeno com uma taxa de desconto. O banco pequeno, por sua vez, não tem incentivos para se diferenciar porque, caso seja o único sobrevivente, ele não tem condições de adquirir os ativos do banco grande. Todavia, se o banco pequeno adotar um comportamento de manada, ele pode, em alguns cenários, ser resgatado juntamente com o banco grande caso as duas instituições venham a falir no mesmo período.

Ainda no âmbito da relação entre políticas de socorro e risco bancário, destacam-se a seguir os estudos que abordam o *Troubled Asset Relief Program* (TARP), programa lançado nos EUA em 2008, que consistia em compras governamentais de ativos e ações de IFs, com vistas a capitalizá-las, aumentar a oferta de crédito e estabilizar o sistema financeiro.

Berger e Roman (2013) verificam que as IFs que tiveram acesso ao TARP obtiveram vantagem competitiva em relação às demais, por meio de aumento de *market share* e poder de mercado. Conforme os pesquisadores, o determinante para o resultado encontrado é o efeito líquido de dois canais: segurança (instituições beneficiadas pelo programa são vistas como mais seguras) e desvantagem de custo (recursos do TARP podem ser relativamente caros). Portanto, devido ao seu custo elevado, sugere-se que a vantagem observada é válida especialmente para as instituições que devolveram antecipadamente os fundos captados por intermédio do programa. Por fim, aponta-se que os resultados encontrados talvez ajudem a explicar o que outros estudos sugerem em relação ao TARP, ou seja, o programa está relacionado à maior assunção de riscos por parte dos grandes bancos e a menor assunção de riscos por parte dos pequenos. Indica-se que isso se deve ao efeito não monotônico da elevação do poder de mercado sobre o risco, ou seja, incremento no poder de mercado pode estar associado com maior risco para os bancos com alto nível de poder de mercado (normalmente os grandes bancos), e com menor risco para bancos com baixo poder de mercado (normalmente os pequenos bancos).

Duchin e Sosyura (2014), por sua vez, examinam os impactos provocados pelo TARP na assunção de riscos dos bancos, e encontram indícios de elevação do risco moral. Isto é, sugere-se que as instituições beneficiadas pelo programa passam a conceder empréstimos mais arriscados e a investir em ativos mais arrojados. No entanto, observa-se que, como os novos ativos pertencem a mesma classe que os anteriores (em termos de alocação de capital), a elevação no risco não tem impacto direto sobre o índice de capital regulatório. Assim, é destacado que, embora à primeira vista o TARP pareça ter tornado o sistema financeiro mais robusto, em verdade tem-se um aumento na volatilidade e no risco de falências.

Semelhantemente, Farruggio, Michalaka e Uhde (2013) dividem o TARP em quatro eventos: anúncio (09/2008), revisão (10/2008), injeção de capital (10/2008 - 07/2009), devolução dos recursos (03/2009 - 06/2010) e, em seguida, analisam as mudanças provocadas por cada etapa na tomada de riscos de 125 instituições participantes do plano. Verifica-se que, dependendo da fase analisada, os efeitos são muito diferentes. Ou seja, embora haja indícios de que as duas primeiras etapas e a última estejam associadas à restauração da confiança e promoção da estabilidade no setor financeiro, o mesmo não ocorre com a fase de injeção de capital nas instituições que, aparentemente está relacionada com a redução da solidez das mesmas. Ainda,

aponta-se que esse aumento no risco talvez se deva à supervisão ineficiente dos bancos recebedores de suporte.

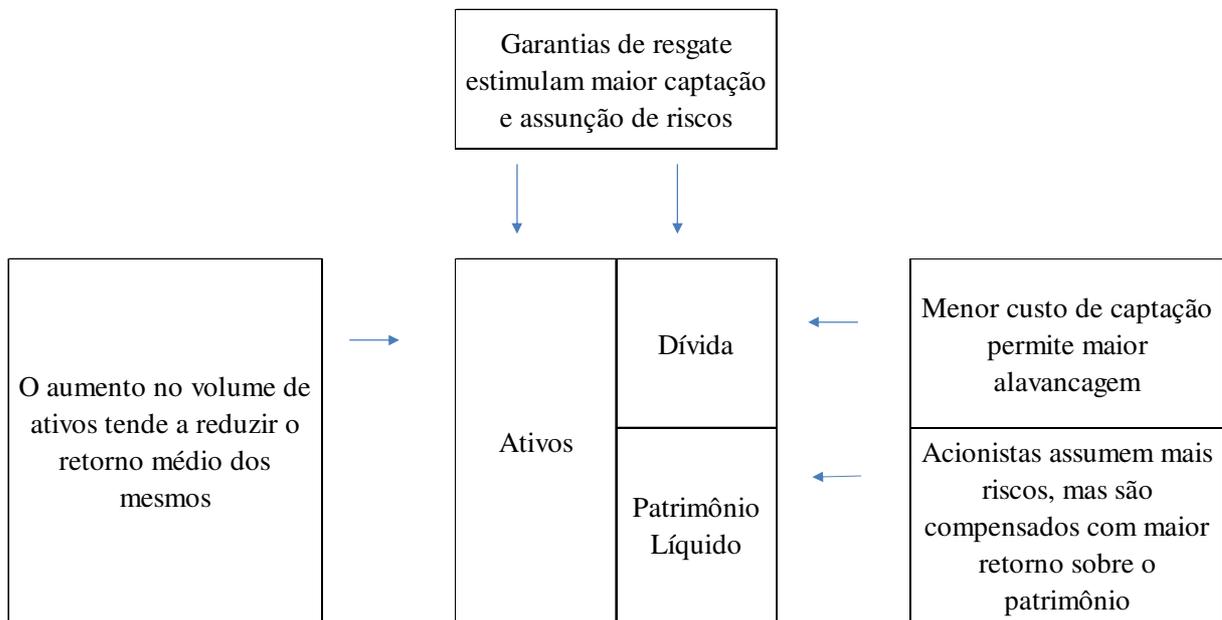
Com base no período entre 2000 e 2009, Elyasiani, Mester e Pagano (2014) fazem uma comparação entre os efeitos da injeção de recursos públicos no capital das IFs, ou seja, o TARP, e os aumentos de capital realizados por meio de recursos privados; portanto, fora do âmbito do programa. Desse modo, verificam-se resultados distintos entre as duas formas de capitalização. Primeiramente, é apontado que os investidores reagem negativamente ao anúncio de aumento de capital com recursos privados, mas positivamente no caso do TARP. Em seguida, salienta-se que, no período que antecede o TARP, a maioria das instituições que aumentou o capital era de pequeno e médio porte. Entretanto, as instituições de grande porte compõem a maior parte das que se beneficiaram de aumento de capital via TARP. Adicionalmente, os autores ressaltam que as IFs participantes do TARP não só elevam a relação entre empréstimos e total de ativos, mas também o fazem com a realização de operações mais arriscadas.

Finalmente, Black e Hazelwood (2013) baseiam-se na classificação de risco de empréstimos realizados por bancos comerciais durante a crise para mostrar que o suporte governamental via TARP eleva o risco moral de parte das instituições participantes do programa. Para realizar essa análise, separa-se a amostra em grandes, médias e pequenas IFs, além de participantes e não participantes do TARP. Em seguida, utilizando-se a metodologia de diferenças em diferenças, verifica-se que, entre as grandes instituições, o risco médio das operações de empréstimos geradas pelas TARP participantes é superior ao das operações das TARP não participantes. No entanto, quando se avalia apenas as pequenas instituições, constata-se que ocorre o contrário, ou seja, o risco médio das operações geradas pelas participantes do programa é inferior ao das não participantes.

2.3 Efeitos da Política do Too Big to Fail Sobre a Estabilidade Bancária

O termo TBTF surgiu em 1984 no contexto da falência do Continental Illinois National Bank, cuja nacionalização custou US\$ 1,1 bilhão ao FDIC. Naquele ano, um funcionário do alto escalão do Departamento do Tesouro dos EUA disse, em um testemunho no congresso, que era improvável que os órgãos reguladores permitissem a quebra de qualquer um dos onze maiores bancos do país (MOLYNEUX; SCHAECK; ZHOU, 2010). Nessa linha, Boyd e Gertler (1994)

analisam o impacto da política do TBTF sobre a crise bancária ocorrida nos EUA na década de 80 e indicam que, ao subsidiar a tomada de risco dos grandes bancos, ela aumenta a vulnerabilidade do sistema financeiro. Ou seja, por se verem protegidos no *downside*, esses bancos assumem mais riscos de forma a se beneficiarem de potencial *upside*. No Esquema 1, detalham-se os efeitos da proteção governamental sobre os bancos TBTF.



Esquema 1 - Efeitos da política do TBTF sobre o balanço simplificado de um banco

Fonte: adaptado de LAMBERT et al., 2014, p. 103.

Sinais de que os onze bancos indicados como TBTF em 1984 nos EUA passaram a obter vantagens de custo em relação aos demais bancos do país foram encontrados por Morgan e Stiroh (2005). Para os autores, após esse acontecimento o *rating* de risco dos *bonds* emitidos pelos bancos considerados TBTF tiveram melhora substancial, mas o mesmo não aconteceu com os bancos menores. Por sua vez, Acharya, Anginer e Warburton (2013) analisam a relação entre perfil de risco e taxa de emissão de *bonds* de diversas IFs norte-americanas entre 1990 e 2001 e verificam que, para as pequenas e médias, há relação positiva entre as variáveis investigadas. Entretanto, para IFs de grande porte esse padrão não é confirmado, isto é, a linha que relaciona as duas variáveis é pouco inclinada. O entendimento dos pesquisadores é que essa forma de subsídio deve-se ao fato de essas instituições serem consideradas sistemicamente

importantes. Observa-se que a hipótese de que o subsídio está relacionado à maior robustez (i.e., melhores fundamentos) das mesmas é testada e rejeitada. Na realidade, aponta-se que as grandes IFs são tão ou mais arriscadas que suas contrapartes de menor porte.

De forma alternativa, Jacewitz e Pogach (2011) baseiam-se nas taxas de captação de depósitos pagas por bancos dos EUA entre 2005 e 2010 para estimar a diferença entre o custo de captação dos TBTF e dos demais. Segundo os autores, quando comparada com pesquisas similares, esse tipo de análise faz mais sentido porque o volume de recursos captado pelos bancos da amostra por meio de depósitos é muito superior ao obtido, por exemplo, com emissões de ações ou títulos. Assim, após controlarem por variáveis comuns de risco, os autores destacam que entre 2007 e 2008 o prêmio de risco pago pelos grandes bancos (aqueles com total de ativos superior a US\$ 200 bilhões) na captação de depósitos era 39 pb inferior ao dos bancos menores. Resultados próximos a esse são apontados Schweikhard e Tsesmelidakis (2011) em estudo que relaciona o volume de ativos dos bancos analisados e os respectivos *spreads* de CDS.

Ainda direcionado para o custo de captação reduzido dos TBTF, Lambert et al. (2014) estimam o tamanho do subsídio implícito concedido a esses bancos, tanto em países desenvolvidos, quanto emergentes. Argumenta-se que em 2013 essa proteção proporcionava uma redução no custo de captação de 15 pb no EUA, de 25 pb a 60 pb no Japão e de 60 pb a 90 pb na região do euro. Adicionalmente, confrontando-se os dados médios de países desenvolvidos e emergentes entre 2003 e 2013, verifica-se que nos primeiros o subsídio obtido pelos bancos TBTF atinge 25 pb. Já nos emergentes, esse número salta para 125 pb. Por fim, salienta-se que a proteção a IFs sistêmicas, além de distorcer a competição, favorece maior assunção de riscos pelas mesmas.

Como pôde ser visto, existem indícios de que instituições sistêmicas se beneficiam de tratamento diferenciado, com aumento na probabilidade de socorro governamental e redução no custo de captação, por exemplo. Isso faz com que determinados bancos estejam dispostos a pagar ágio por aquisições que os permitam aumentar o volume de ativos e, assim, serem considerados sistêmicos. Ressalta-se, contudo, que apesar de consolidações poderem eventualmente aumentar a eficiência e permitir maior diversificação, em contrapartida é comum haver elevação nos custos relativos ao aumento de risco sistêmico e ou de expansão da rede de segurança bancária (BERGER; DEMSETZ; STRAHAN, 1999).

Nessa linha, Molyneux, Schaeck e Zhou (2010) investigam dados de fusões e aquisições bancárias em nove países europeus entre 1997 e 2008 com o propósito de responder às seguintes perguntas de pesquisa: bancos pagaram prêmios para se tornarem TBTF? Qual é o efeito dessas operações sobre o risco sistêmico? Primeiramente, verifica-se que quanto maior a operação, maior é o prêmio relativo que se paga. Portanto, há sinais de que o ágio envolvido em operações de fusão esteja diretamente relacionado à possibilidade de a instituição resultante dessa união tornar-se uma TBTF. Em seguida, ao contrário do que sugere Berger, Demsetz e Strahan (1999), não são encontradas evidências de que as fusões e aquisições aumentam o risco sistêmico.

A tese de que alguns bancos optam pelo crescimento para se beneficiarem da rede de proteção bancária também é corroborada por Brewer e Jagtiani (2013). Baseados em dados de fusões bancárias nos EUA entre 1991 e 2004, os pesquisadores constatam que prêmios entre US\$ 15 bilhões e US\$ 23 bilhões foram pagos por instituições que tinham como objetivo principal ultrapassar a barreira dos US\$ 100 bilhões em ativos, valor normalmente considerado como limite inferior para um banco ser alçado à categoria de TBTF.

2.4 Efeitos da Competição Sobre a Estabilidade Bancária

Embora medidas de fomento à competição bancária venham sendo adotadas, sobretudo nos EUA, desde o fim da década de 1980, ainda não há consonância na literatura a respeito de seu impacto sobre a estabilidade do setor. De um lado temos a teoria do *charter value* que sugere que em ambiente de acirrada competição os bancos perdem valor e poder de mercado, têm suas margens reduzidas e assumem mais riscos como forma de elevar a rentabilidade. Ou seja, um aumento na competição tem efeito negativo sobre a estabilidade. De outro lado, temos a teoria do *competition stability*, que aponta para uma relação positiva entre o nível de competição e a solvência das IFs (SOEDARMONO; MACHROUHB; TARAZI, 2013).

Por meio da elaboração de um modelo de mercado competitivo de crédito bancário, Broecker (1990) corrobora a teoria do *charter value* ao verificar que a proporção de clientes que tem crédito aprovado em pelo menos um banco aumenta com o número de instituições que fornecem crédito. Desse modo, conclui-se que a maior competição faz com que a solvência média dos

devedores bancários caia; refletindo, portanto, em menor solidez das IFs credoras. Conclusões análogas são apontadas por Shaffer (1998) e Bofondi e Gobbi (2003).

Em uma análise *cross country*, Beck, Demirgüç-Kunt e Levine (2006) utilizam dados de 69 países entre 1980 e 1997 para avaliar o impacto de características como competição, concentração e regulação dos mercados na probabilidade do surgimento de crises bancárias. Após controlarem por choques econômicos, condições macroeconômicas e outros itens relevantes, os autores encontram evidências de que economias com sistemas bancários mais concentrados são menos suscetíveis a crises. Analogamente, Allen e Gale (2004) concluem que sistemas bancários com poucos bancos de grande porte tendem a ser mais robustos do que aqueles compostos por um grande número de pequenas instituições. Para concluir, Ariss (2010) também registra associação positiva entre poder de mercado e estabilidade bancária.

Embora o número de estudos que apontam para uma relação negativa entre competição e estabilidade seja extenso, existem divergências entre os pesquisadores da área. Boyd e De Nicolò (2005), precursores da teoria do *competition stability*, utilizam a concentração de mercado como *proxy* para competição e apontam para a existência de um mecanismo de incentivo que faz com que os bancos se tornem mais arriscados à medida que decresce a competição em seus mercados. Segundo os autores, ambientes de baixa concorrência possibilitam que bancos cobrem mais caro por seus empréstimos; aumentando, assim, o risco de falência dos mutuários e, por consequência, dos próprios bancos. Embora a concentração de mercado seja empregada como *proxy* para competição por esses autores, existem pesquisadores que destacam diferenças relevantes entre as duas variáveis (e.g., BERGER; KLAPPER; ARISS, 2009; CLAESSENS; LAEVEN, 2004).

Em concordância com a hipótese de *competiton stability*, Schaeck, Cihak e Wolfe (2009) investigam a concorrência bancária em 45 países e verificam que os sistemas bancários mais competitivos são menos propensos a crises. Adicionalmente, os pesquisadores mostram que políticas de promoção da concorrência bancária, quando bem executadas, têm potencial para melhorar a estabilidade do setor. De forma similar, Uhde e Heimeshoff (2009) usam dados de bancos de 25 países da União Europeia entre 1997 e 2005, e evidenciam que a concentração nos mercados bancários nacionais impacta negativamente a solidez dos respectivos sistemas financeiros. Ademais, revelam que mercados bancários do leste europeu, que apresentam menor nível de competição, menos oportunidades de diversificação e maior participação de bancos públicos, são mais propensos a estresse financeiro.

Diferentemente dos estudos que relacionam concentração e competição bancária com nível de risco individualizado das IFs, Anginer, Demirguç-Kunt e Zhu (2014a) usam distintas medidas de competição entre bancos, entre elas o índice de Lerner e a estatística H de Panzar e Rosse, para avaliar o efeito da concorrência sobre o risco sistêmico. Em sintonia com a teoria do *competition stability*, verifica-se forte relação negativa entre as variáveis. A razão apontada é que a maior competição faz com que as instituições assumam riscos mais diversificados.

Em contraste com os autores que defendem uma relação única entre competição e estabilidade, Berger, Klapper e Ariss (2009) regridem diferentes medidas de risco contra indicadores de poder de mercado e ambiente de negócios nos países investigados, e encontram resultados em linha tanto com a teoria do *charter value* quanto a do *competition stability*. Ou seja, embora bancos com maior poder de mercado apresentem menor exposição geral ao risco, eles possuem carteiras de empréstimos mais arriscadas. De maneira semelhante, Kick e Prieto (2014) concluem que o grau de competição não afeta a assunção de riscos de forma única, pois dependendo da medida de competição utilizada é possível que sua elevação aumente ou reduza a estabilidade das IFs.

Miera e Repullo (2010), por sua vez, utilizam um modelo de competição de Cournot para testar os efeitos da competição (medida pelo número de bancos) sobre a estabilidade no mercado de empréstimos bancários. Assim, demonstra-se que a relação entre competição e risco tem a forma de “U”. Segundo os autores, a explicação para isso está no fato de que maior competição tende a gerar dois efeitos que se contrabalançam: redução da receita com juros e aumento da receita devido à maior adimplência. Nesse sentido, verifica-se que, enquanto em mercados concentrados novos entrantes reduzem a probabilidade de falência no setor, pois há predomínio do segundo efeito, em mercados competitivos, a entrada de novos concorrentes eleva a probabilidade de falência, pois prevalece o primeiro efeito.

Jimenez, Lopez e Saurina (2013) testam o modelo de Miera e Repullo (2010) em um estudo que investiga o impacto da competição sobre o risco bancário no mercado espanhol. Utilizando-se o índice de Herfindahl como *proxy* para competição e controlando por condições macroeconômicas e características dos bancos, encontra-se uma associação não linear entre as variáveis analisadas, tanto no mercado de empréstimos quanto no de depósitos. Ou seja, enquanto no primeiro mercado é verificada uma relação convexa, no segundo ela é côncava. Observa-se, entretanto, que quando a variável de competição utilizada é o índice de Lerner, há

suporte para a hipótese de *charter value*, mas apenas no mercado de empréstimos. Finalmente, Schaeck e Cihak (2014) mostram que os efeitos da competição são diferentes entre bancos frágeis e saudáveis. Ou seja, para os pesquisadores o efeito positivo da competição sobre a estabilidade é crescente em relação à saúde financeira da instituição.

2.5 Efeitos das Garantias de Depósitos Sobre a Estabilidade Bancária

No que concerne à associação entre garantia de depósitos e risco bancário, merece destaque o estudo de Merton (1977), cujo enfoque se dá sobre o custo incorrido pelo FDIC para garantir determinadas formas de depósitos nos bancos dos EUA. Primeiramente, verifica-se que esse montante é crescente em relação à variância no valor dos ativos das IFs cujos depósitos estão sendo assegurados. Em adição, assinala-se que quando o preço cobrado para garantir tais recursos não considera esse aspecto, cria-se um subsídio ao risco que será maior quanto mais arriscadas forem as atividades das IFs.

Em outro artigo seminal nessa área, Diamond e Dybvig (1983) apontam para a existência de uma relação entre garantia de depósitos e a atividade de fornecedores de liquidez dos bancos e, com isso, mostram a importância desse instrumento na manutenção da estabilidade bancária. Segundo os autores, ao captarem depósitos de curto prazo e investi-los em ativos de prazo mais longo, a eventual necessidade de venda rápida dos ativos com prejuízo (*fire sales*) em caso de saques suficientemente volumosos e em curto período de tempo pode dar origem a uma corrida bancária, gerando uma espiral em que as vendas de ativos e saques se retroalimentam. Portanto, sob a hipótese de que corridas bancárias são profecias autorrealizáveis, se os depositantes acreditam que vão ser reembolsados não importa o que os outros façam (isto é, se houver um seguro-depósito), então não há mais incentivos para resgate prematuro dos recursos. Assim, consegue-se reduzir a instabilidade bancária.

Hoggarth, Jackson e Nier (2005) analisam de que forma a relação entre seguro de depósitos e tomada de riscos das IFs impactam a probabilidade de crises bancárias. Para isso, os autores classificam os distintos modelos de garantia de depósitos em: não explícito (mas possivelmente implícito), explícito com cobertura limitada e explícito com cobertura ilimitada. Os resultados sugerem que é necessário enfrentar um *trade-off* ao se elaborar esquemas de seguro de

depósitos. Ou seja, embora a proteção explícita e ilimitada reduza o impacto global das crises sobre a economia, ela aumenta a probabilidade de o sistema bancário tornar-se frágil e, com isso, de haver crises bancárias.

Indícios de que o seguro de depósitos explícito tende a ser prejudicial para a estabilidade dos sistemas bancários, sobretudo para aqueles situados em países com ambiente institucional fraco, também são apontados por Demirgüç-Kunt e Detragiache (2002). Nesse estudo, mostra-se que o impacto do seguro de depósitos sobre a estabilidade tende a ser mais forte quanto maior for a cobertura oferecida aos depositantes. Esses resultados, de acordo com os pesquisadores, devem-se principalmente a dois fatores: um compromisso explícito do governo de garantir os depósitos gera um desestímulo para que os depositantes monitorem o comportamento dos bancos; com os depósitos já cobertos pelo fundo garantidor, depositantes cujos recursos não estão assegurados e acionistas dos bancos ficam em melhor posição para pressionar o governo a estender-lhes a proteção.

De forma semelhante, Ioannidou e Penas (2010) avaliam o efeito de uma mudança na regulação do seguro de depósitos na Bolívia sobre o risco bancário. Segundo os autores, a transformação de um sistema de garantias implícitas para um de garantia parcial dos depósitos, provoca aumento na probabilidade de os bancos analisados concederem créditos de alto risco. Além disso, a diminuição da disciplina de mercado também é confirmada ao se constatar que, antes da mudança regulatória, os bancos com elevada porcentagem de grandes depositantes, normalmente mais sensíveis a informação do que os pequenos depositantes, assumiam, em média, menos riscos; todavia, após a modificação essa diferença deixa de ser significativa.

Em oposição, Gropp e Vesala (2004) formulam um modelo que relaciona seguro de depósitos, *charter value* e risco em bancos europeus, e apontam que um sistema de garantias explícita de depósitos tem efeitos positivos sobre a estabilidade bancária. Essa conclusão baseia-se em indícios de que a fixação clara de limites para o seguro de depósitos reduz a ambiguidade e, portanto, o escopo da rede de segurança financeira. Isto é, agindo dessa forma é possível que as autoridades excluam do sistema de garantias, de forma legal e crível, determinados tipos de credores. Sinais de que a disciplina de mercado pode ser impactada positivamente pela presença de seguro explícito de depósitos também são encontrados por Angkinand e Whilborg (2010).

Como se pode constatar, existem tanto autores que apontam para uma relação positiva entre garantias de depósitos e assunção de risco, quanto negativa. É possível, no entanto, que essa

diferença se deva a diferenças amostrais. Ou seja, quando se avalia países emergentes, onde as instituições costumam ser mais fracas, é possível que os detentores de dívidas subordinadas e de outras dívidas não garantidas não consigam monitorar adequadamente os bancos e, por isso, não seja possível capturar os efeitos positivos das garantias de depósitos (GROPP; VESALA, 2004).

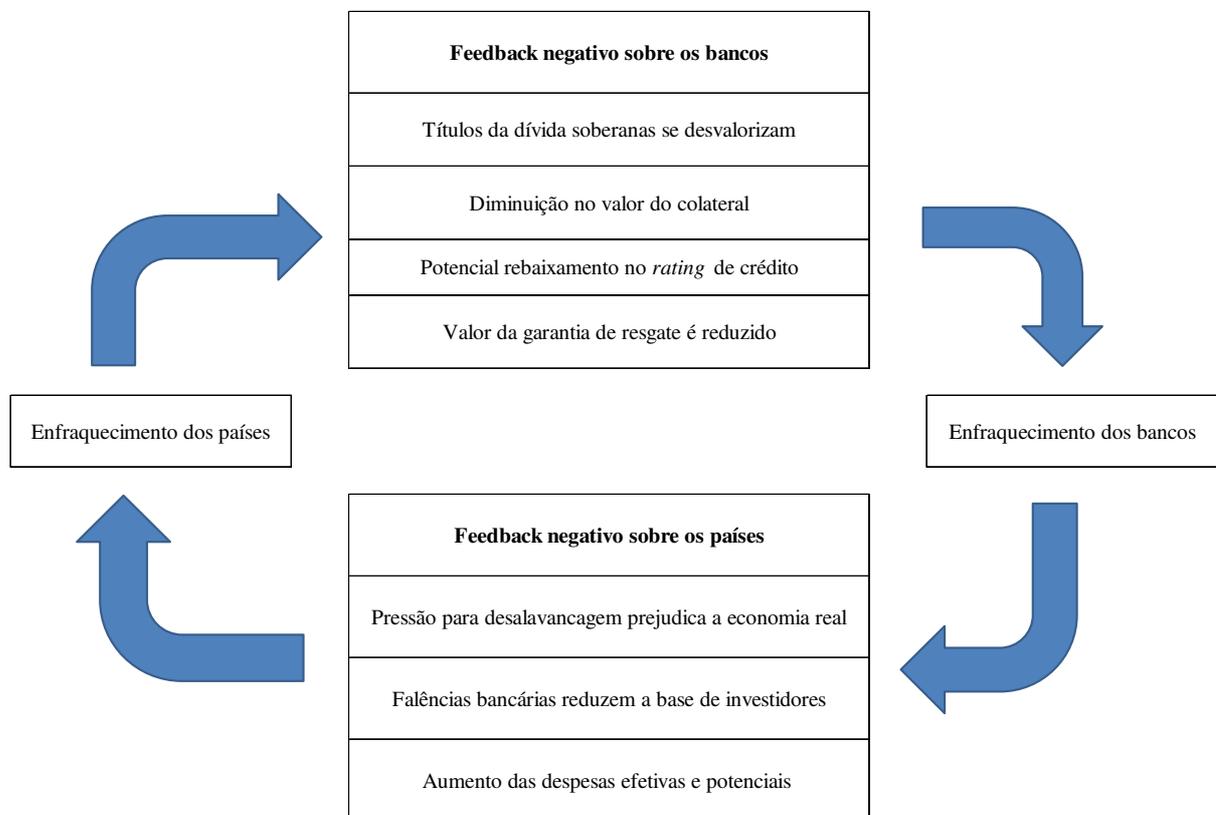
Em se tratando dos impactos do seguro de depósitos sobre a estabilidade financeira em momentos de crise, deve-se destacar Anginer, Demirgüç-Kunt e Zhu (2014b). Nesse artigo, que analisa o período de 2004 a 2009 e inclui uma amostra de 4109 bancos distribuídos por 96 países, constata-se que no período que precede a última crise, as IFs localizadas nos países com seguro de depósitos mais generosos, com garantia integral, por exemplo, assumem mais riscos do que as situadas em países com sistemas mais parcimoniosos. Observa-se, contudo, que após a eclosão da crise, tem-se uma inversão desse efeito. Portanto, a conclusão é que enquanto em períodos de normalidade o efeito risco moral do instrumento prepondera, durante as crises o efeito estabilizador se sobrepõe.

2.6 Efeitos da Capacidade Financeira dos Países Sobre a Estabilidade Bancária

Com base no que foi apontado anteriormente, existem indícios que sugerem a existência de relação entre o risco incorrido pelos bancos de um país e a expectativa de suporte governamental a seus passivos (ver Esquema 2). Isso posto, então se pode inferir que a capacidade financeira de um governo, à medida que torna um eventual socorro mais ou menos crível, é um elemento importante para explicar a assunção de risco bancário.

A partir de dados coletados de 123 grandes bancos atuantes em 17 países europeus, Schich e Lindh (2012) examinam a incidência de garantias implícitas de suporte governamental nos países e seus determinantes. Para os pesquisadores, as principais conclusões referentes a esse instrumento da rede de segurança bancária são: em um mesmo sistema bancário ele varia de IF para IF; é maior quanto melhor for a classificação de crédito do país e quanto maior o tamanho relativo da IF. Complementarmente, ressalta-se que garantias implícitas de resgate não estão restritas apenas aos bancos TBTF.

Demirgüç-Kunt e Huizinga (2013) analisam entre 1991 e 2008 a ligação entre o preço das ações de 717 bancos e as finanças dos países em que eles operam. Entre 2001 e 2008 fazem investigação semelhante, porém utilizam como variável dependente o *spread* de CDS de 59 bancos. Para os pesquisadores, há relação negativa significativa entre preço das ações dos bancos e déficit fiscal dos países. Outro fato destacado é que em 2008 houve redução significativa no valor de mercado de bancos sistêmicos localizados em países com desequilíbrio fiscal expressivo. A conclusão é que essas IFs se tornaram muito grandes para serem resgatadas.



Esquema 2 - Efeitos adversos de realimentação de risco entre bancos e países

Fonte: adaptado de SCHICH e LINDH, 2012, p. 4.

Volz e Wedow (2009) investigam uma amostra de 91 bancos de 24 países entre 2002 e 2007, e verificam que a relação entre o tamanho da instituição e o respectivo *spread* de CDS tem forma de “U”. Para os pesquisadores, esse fato reflete o efeito TBTF. Ou seja, inicialmente elevações no volume de ativos estão associadas a queda na percepção de risco da instituição; entretanto,

após um determinado ponto, quando a IF passa a ser considerada muito grande para ser resgatada (*too big to save*), esses movimentos passam a sinalizar maior risco.

Semelhantemente, Correa et al. (2014) avaliam o efeito conjunto da expectativa de suporte governamental e das mudanças nos *ratings* soberanos sobre o retorno das ações das IFs. Segundo os autores, encontram-se evidências de que *downgrades* do risco soberano impactam negativamente o retorno desses papéis. Em complemento, sugere-se que essa ação reflete a percepção dos investidores de que garantias governamentais atuam como um elo ligando bancos e risco soberano. Com isso, à medida que aumenta o risco soberano, essenexo tende a se fragilizar.

De modo inovador, Acharya, Drechsler e Schnabl (2014) modelam um *feedback loop* entre risco soberano e bancário. Ou seja, no início os autores avaliam o impacto dos custos da política de resgate bancário sobre a saúde fiscal dos países e, em seguida, estimam os efeitos da saúde fiscal dos países sobre o nível de risco do setor bancário. Primeiramente, com base em *spreads* de CDS de países e bancos europeus, conclui-se que os resgates bancários ocorridos na região em 2008 foram fatores determinantes para a elevação dos CDS soberanos. Em seguida, aponta-se que os aumentos dos CDS soberanos provocam um movimento de mesmo sentido nos CDS bancários. Embora Borensztein e Panizza (2009) ratifiquem o resultado de que *defaults* soberanos elevam a probabilidade de crises bancárias, eles não compartilham a tese de que o efeito contrário seja verdadeiro.

O papel das garantias de resgate como elo de ligação entre risco soberano e risco bancário também é investigado por Leonello (2013). Segundo o modelo teórico elaborado pela autora, nem sempre um aumento no escopo e na cobertura das garantias governamentais de resgate alavanca a probabilidade de *default* soberano. Isso vai depender do tipo de crise (pânico ou baseada nos fundamentos), das condições da economia e das finanças do país. Nessa linha, destacam-se os casos da Irlanda e da Alemanha na crise recente. No primeiro país, a ampliação da rede de segurança inicialmente provocou queda no CDS dos bancos e aumento no CDS soberano. Após algumas semanas, entretanto, o CDS dos bancos passou a subir e caminhar em linha com o CDS soberano. Por outro lado, no país germânico a adoção de medidas semelhantes não teve impacto algum sobre a perspectiva de risco do país. Nesse último caso, sugere-se que as intervenções praticadas provocaram uma queda tão grande na probabilidade de crise bancária que, apesar de se ter um aumento no gasto público, caso ocorra uma corrida bancária, o

desembolso esperado do governo é reduzido. Dessa forma, tem-se uma redução na probabilidade de *default* soberano. Em adição, salienta-se que, quando a capacidade do governo honrar o que foi prometido aos depositantes é verossímil, não se tem pânico bancário.

A relação entre mudanças no risco soberano de países da zona do euro entre 2002 e 2012 e os preços das ações dos bancos domésticos é investigada por Caselli, Gandolfi e Soana (2014). Inicialmente, encontram-se indícios de que *upgrades* não impactam o preço das ações. Entretanto, os rebaixamentos dos países estão associados a perdas significativas no valor desses ativos. Além disso, observa-se que o decréscimo no preço tende a ser mais forte quanto maior é o endividamento e a alavancagem da IF. Complementarmente, apontam-se os seguintes canais pelos quais os *downgrades* soberanos podem afetar os bancos: deterioração da carteira de títulos públicos; aumento no custo de captação, dado que títulos públicos são frequentemente usados como colateral, rebaixamentos soberanos tendem a provocar rebaixamento dos bancos domésticos (*sovereign ceiling rule*).

Finalmente, deve-se destacar o trabalho de Brown e Dinc (2011), que indica uma relação significativa entre a situação fiscal dos países analisados e a questão do TMTF. Por meio de um modelo de análise de sobrevivência, os autores examinam falências bancárias ocorridas em 21 países emergentes na década de 1990, e verificam que quanto maior o déficit fiscal do governo, maior é a chance de se ter o efeito TMTF. Em linha com Kroszner e Strahan (1996), o estudo declara que a razão pela qual isso acontece é que o estado incorre em custo expressivo para nacionalizar, adquirir ou decretar a falência de um banco e, portanto, quando se tem muitas instituições problemáticas em um país com situação fiscal ruim, há uma tendência em se adiar a execução do processo de saneamento do sistema financeiro. Além disso, contrariamente ao que sugerem Acharya e Yorulmazer (2007), aponta-se que o efeito TMTF é mais forte para os grandes bancos.

2.7 Estabelecimento de Hipóteses

Em períodos de crise é comum não haver transparência³ nos critérios que levam os países a resgatar um determinado banco ou às vezes apenas uma parcela das IFs em dificuldades. O que se costuma ter são indícios de que, entre outros fatores, total de ativos, interconexões e, às vezes, conexões políticas elevam a chance de resgate bancário (BREWER; JAGTIANI, 2013). No trecho a seguir, essa subjetividade é ratificada:

[...] Let us examine the recent record to see why the bailout practice has indeed been cherry picking. In 2008 Lehman Brothers was allowed to fail (by filing for bankruptcy) but Merrill Lynch and Bear Stearns were saved from bankruptcy by government-assisted and partly-financed mergers with Bank of America and JP Morgan, respectively. Citigroup and AIG (and Goldman Sachs indirectly) were saved by massive direct injection of cash from the U.S. Treasury. Yet in 2009 alone more than 150 other U.S. banks were allowed to fail. The TBTF status was given to Continental Illinois in the 1980s, but not to Drexel Burnham Lambert in the 1990s. Consider also the case of the hedge fund LTCM, which was saved by the intervention of the New York Fed that engineered (with a lot of arm twisting, some would say) a very attractive deal for the failed management, but another fund (Amaranth) that was twice as big was allowed to go down. (MOOSA, 2010, p. 109)

Assim, em situação de estresse no setor bancário e sob a perspectiva de que nesses momentos é comum que apenas uma parte das IFs em dificuldades seja resgatada, é razoável esperar que quanto menor a representatividade de uma IF no sistema financeiro, menor a sua chance de eventualmente ser socorrida. Um motivo para isso ocorrer é que ela dificilmente representa risco sistêmico. Além disso, como foi visto, existem estudos que sugerem que a extensão e a eficiência dos *bailouts* tem como restrição efetiva a capacidade financeira do país em que eles são realizados (e.g. ALTER; SCHÜLER, 2012; DEMIRGÜÇ-KUNT; HUIZINGA, 2013; DUTTAGUPTA; CASHIN, 2011; SCHICH; LINDH, 2012).

Portanto, em sintonia com a teoria do risco moral e considerando-se os aspectos apresentados até o momento, é possível que em momentos de crise um incremento na variável que consiste no somatório do produto entre probabilidade de resgate e *market share* (% do total de ativos do sistema financeiro) dos concorrentes de uma IF, doravante denominada *market share* dos competidores assegurados (MSCA), contribua para reduzir sua tomada de riscos, haja vista que

³ Poucos países (por exemplo, Japão) têm uma lista explícita de bancos sistemicamente importantes. Contudo, isso é exceção e não regra.

quanto maior esse índice, menor a importância relativa da IF no sistema financeiro em que ela atua. Desse modo, o canal pelo qual acréscimos no MSCA contribuem para distorcer a competição e elevar a assunção de riscos, conforme apontam Gropp, Hakenes e Schnabel (2010), seria mitigado ou até mesmo sobrepujado por esse novo canal, denominado expectativa relativa de resgate. Portanto, com base no que foi discutido, formulam-se as seguintes hipóteses:

(H1): Em períodos normais, quanto maior o MSCA de uma IF, maior é a pressão sobre a sua margem líquida de juros e, conseqüentemente, maior é a sua assunção de riscos.

(H2): Comparativamente ao período de normalidade, durante a crise o efeito do MSCA sobre a tomada de riscos é atenuado pelo canal da expectativa relativa de resgate.

Em estudo que avalia as causas e conseqüências das crises bancárias ocorridas em diversos países entre 1980 e 2002, Demirgüç-Kunt e Detragiache (2005) apontam que economias com posição fiscal deteriorada, inflação e juros reais elevados estão associadas a maior instabilidade bancária. Portanto, há indícios de que risco soberano e risco bancário relacionam-se positivamente. Uma das razões para isso é que governos deficitários optam por adiar medidas de fortalecimento das IFs, conforme sugerem Lindgren, Garcia e Saal (1996):

... supervisors often are prevented from intervening in banks because this would bring problems out in the open and “cause” government expenditure. Typical justification for inaction are that there is “no room in the budget” or that fiscal situation is “too weak” to allow for any consideration of banking problems.

Em linha com Kane (2000a), Angkinand e Wihlborg (2010) e La Porta, Lopez-de-Silanes e Shleifer (2002), poder-se-ia apontar que em países menos desenvolvidos, normalmente associados a alto risco soberano (CANTOR e PACKER, 1996), tem-se: menor respeitabilidade dos contratos, maior nível de corrupção e menor governança, o que sugere maior tomada de riscos pelas IFs. Por fim, Demirgüç-Kunt e Detragiache (2005) destacam que o PIB per capita correlaciona-se negativamente com o risco sistêmico, o que é corroborado por Berger, Klapper e Ariss (2009). Dessa maneira, supõe-se que, em períodos de normalidade, elevações no risco soberano estão relacionadas a maior assunção de risco bancário.

Por outro lado, em períodos de crise, quando há maior preocupação sobre a capacidade de resgate dos países, é possível que a relação entre risco soberano e risco bancário se altere. Isso se deve ao fato de que a falência de uma IF ocorre porque ela está insolvente e ilíquida ou porque o governo ou o prestador de última instância permite que isso aconteça, seja porque não é conveniente fazer o resgate ou porque não tem capacidade financeira para tal. Portanto, uma elevação no risco soberano, à medida que sugere deterioração da capacidade financeira do país e, conseqüentemente, menor credibilidade e força do garantidor, tende a impactar a tomada de riscos das IFs (SCHICH; LINDH, 2012).

Em Correa et al. (2014), por exemplo, o elo entre risco soberano e perspectivas de resgate é verificado por meio de análise da relação entre preço das ações no setor bancário e rebaixamento da classificação de risco de crédito dos países. Examinando-se as ações de bancos de 37 países entre 1995 e 2011, é verificado que *downgrades* na nota de risco país têm forte efeito negativo sobre o preço dos papéis avaliados. Em complemento, aponta-se que quanto maior é a expectativa de resgate da IF, mais forte é essa relação. No trecho abaixo, Demirgüç-Kunt e Huizinga (2013) encontram resultado semelhante, e destacam a validade do mesmo sobretudo durante a crise:

Especially at a time of financial and economic crisis, there are doubts about countries' ability to keep their largest banks afloat. For 2008, we present evidence that the share prices of systemically large banks were discounted relatively more on account of systemic size in countries running large fiscal deficits. This is evidence that systemic banks located in countries with stressed public finances saw their contingent claim on the financial safety net reduced relatively more in 2008, which is evidence that they have grown 'too big to save'.

Assim, considerando-se os distintos canais pelos quais o risco soberano e a perspectiva de resgate bancário se relacionam e, ademais, como isso afeta o risco das IFs, formulam-se as seguintes hipóteses:

(H3): Em períodos normais, aumentos no risco soberano (CDS) estão relacionados a maior assunção de risco bancário.

(H4): Comparativamente ao período de normalidade, durante a crise o efeito do risco soberano (CDS) sobre o risco bancário é atenuado, dado que elevações no CDS estão associadas a menor capacidade de se realizar resgates bancários.

Caso se confirme que, em períodos de crise, elevações no risco soberano contribuem para reduzir a assunção de risco bancário, pretende-se verificar se esse efeito é homogêneo entre IFs localizadas em países com diferentes níveis de risco de crédito. Considerando-se que durante crises bancárias tem-se uma maior tomada de riscos e que, além disso, o alto risco soberano está associado a menor capacidade de haver resgates governamentais, seria consistente com as conjecturas anteriores que, em períodos de crise, IFs localizadas em países com alto risco de crédito assumam menos riscos do que IFs localizadas em países com baixo risco de crédito.

3 Variáveis e Metodologia

*And I believe that the Binomial theorem
and a Bach Fugue are, in the long run,
more important than all the battles of
history*

James Hilton

3.1 Descrição das variáveis

Doravante as expressões bancos e IFs serão usadas como sinônimos. Em linha com Damar, Gropp e Mordel (2012), Soedarmono, Machrouhb e Tarazi (2013) e Marques, Correa e Sapriza (2013), utiliza-se o Z-score (ROY, 1952) como a principal medida de risco bancário:

$$Z\text{-score} = \frac{\text{Retorno dos Ativos} + (\text{Patrimônio Líquido}/\text{Ativos})}{\text{Desvio Padrão (Retorno dos Ativos)}} \quad (1)$$

Quando se soma o retorno dos ativos (lucro líquido sobre o total de ativos - ROA) e a relação patrimônio líquido (PL) / total de ativos e, em seguida, divide-se esse resultado pelo desvio padrão do ROA, tem-se uma medida de risco que pode ser interpretada como o número de desvios-padrão que a rentabilidade de uma IF pode cair, em um único período de análise, antes de ela se tornar insolvente, ou seja, antes de seu PL tornar-se negativo. Portanto, quanto maior o Z-score, mais distante o banco está de um eventual *default* e, assim, menor é o seu risco (ACHARYA; ANGINER; WARBURTON, 2013).

Comparativamente a outras medidas de risco, o Z-score apresenta muitas vantagens. Primeiro, é uma medida amplamente utilizada na literatura e, conforme apontado acima, inúmeros trabalhos comprovam sua robustez. Segundo, esse indicador combina capital, lucro e desvio padrão dos retornos de forma alinhada com a teoria de risco bancário. Por fim, por ser baseada em dados contábeis, é possível estimá-la para um grande número de IFs. Diferentemente, portanto, de medidas calculadas com dados de mercado, pois nesse caso é possível que não haja informações para muitas IFs (SCHAECK; CIHAK, 2008). É preciso ressaltar, entretanto, que

o Z-score apresenta alguns inconvenientes, tal como variabilidade muito elevada. Ou seja, ele pode ir de um número muito pequeno até um número extremamente grande, no caso em que o desvio padrão do ROA é muito baixo. Dessa forma, para reduzir a elevada dispersão e assimetria para a direita do Z-score, opta-se aqui pela utilização de seu logaritmo nos testes econométricos. Também se winsoriza a 1% e 99% para reduzir o efeito de *ouliers*.

As principais variáveis independentes em nível de banco são: ativos (ATIV) e probabilidade de suporte (PROBSUP). A primeira é estimada por meio do logaritmo natural do total de ativos da IF. Na medida em que um maior volume de ativos permite maior diversificação e, além disso, a realização de operações complexas de proteção de risco de crédito, é razoável esperar que grandes IFs estejam vinculadas a menor nível de risco (e.g., AGORAKI; DELISB; PASIOURAS, 2011; BEHR; SCHMIDT; XIE, 2009). Todavia, devido à política do TBTF e ao respectivo subsídio ao risco que ela de fato proporciona, um maior volume de ativos também pode conduzir a maior assunção de riscos (BOYD; GERTLER, 1994). Em complemento, destaca-se que existem estudos que indicam um possível vínculo positivo entre o risco sistêmico causado por uma instituição e o seu volume de ativos (e.g., ADRIAN e BRUNNERMEIER, 2011; ANGINER; DEMIRGUÇ-KUNT; ZHU, 2014a)

A variável PROBSUP é estimada com base no *rating* de suporte da Fitch, que varia de 1, quando se considera que a probabilidade de resgate é muito elevada, a 5, quando a probabilidade de resgate é remota. Semelhantemente a Gropp, Hakenes e Schnabel (2010), para cada *rating* é associada uma probabilidade de suporte (Quadro 1). Dado que nem todas as IFs da amostra possuem indicador de suporte estimado pela Fitch Rating, e que isso, na maior parte das vezes, deve-se à baixa representatividade das mesmas, segue-se o procedimento de Oliveira, Schiozer e Barros (2015) e opta-se por atribuir nível 5 de suporte a essas instituições, o que equivale a assinalar probabilidade de suporte igual a zero. De acordo com a Fitch, os critérios de classificação são baseados na capacidade financeira e na propensão a resgatar dos potenciais garantidores, ou seja, acionistas ou autoridades governamentais dos países em que as IFs têm domicílio. Buscando-se mitigar possível endogeneidade entre a probabilidade de suporte e a variável dependente, esse regressor entra nos modelos sempre com defasagem de um ano (MARQUES; CORREA; SAPRIZA, 2013). Em linha com Gropp, Hakenes e Schnabel (2010), a variável MSCA é estimada da seguinte forma:

$$MSCA_{j,c,t} = \sum_{i=1}^{N_{c,t}} PROBSUP_{i,c,t} \frac{ATIV_{i,c,t}}{ATIV_{c,t}}, \quad \text{para todo } i \neq j \quad (2)$$

em que $N_{c,t}$ representa o número de bancos no país “c” no ano “t”, $ATIV_{i,c,t}$ é o total de ativos do banco “i”, no país “c” e ano “t”, e $ATIV_{c,t}$ é o total de ativos bancários do país “c” no ano “t”. Nesse caso, os ativos são denominados moeda corrente. Dessa forma, para se calcular o MSCA do banco “j” no país “c” no ano “t”, deve-se somar a probabilidade de resgate multiplicada pelo *market share* de cada instituição concorrente do banco “j”.

Rating de suporte	Descrição	Probabilidade de suporte assinalada
1	Um banco para o qual existe uma probabilidade extremamente alta de apoio externo. O potencial fornecedor de suporte tem <i>rating</i> muito alto e propensão muito elevada para apoiar o banco em questão.	1
2	Um banco para o qual existe uma probabilidade extremamente alta de apoio externo. O potencial fornecedor de suporte tem <i>rating</i> muito alto e propensão elevada para apoiar o banco em questão.	0,9
3	Um banco para o qual existe uma probabilidade moderada de apoio devido a incertezas sobre a capacidade ou a propensão do potencial fornecedor de apoio para fazê-lo.	0,5
4	Um banco para o qual existe uma probabilidade limitado de apoio devido a incertezas significativas sobre a capacidade ou propensão de um eventual fornecedor de apoio de fazê-lo.	0,25
5	Um banco para o qual o apoio externo, embora possível, não pode ser considerado. Isso pode ser devido a uma falta de propensão para fornecer o apoio ou por apresentar capacidade financeira muito baixa para fazê-lo.	0

Quadro 1 – Descrição do rating de suporte

Fonte: adaptado de GROPP, HAKENES e SCHNABEL, 2010, p. 11.

Embora não se saiba exatamente os critérios que levam as agências de risco a conceder um ou outro nível de *rating* de suporte aos bancos avaliados, existem estudos que detalham os fatores relevantes para essa classificação. Poghosyan, Werger e De Haan (2014), por exemplo,

baseiam-se em dados de bancos norte-americanos entre 2004 e 2012, para investigar se existe relação entre o *rating* de suporte da Fitch e o total de ativos dos respectivos bancos. Dessa maneira, verifica-se que, embora com efeito marginal decrescente, o volume de ativos está negativamente relacionado com o *rating* de suporte. Adicionalmente, constata-se que a diversificação dos ativos e a estrutura de captação dos bancos também são fatores que explicam a variável.

3.2 Metodologia

A estratégia de identificação empírica deste trabalho explora a crise financeira internacional como uma fonte de variação exógena nas probabilidades de falência e de resgate dos bancos. A crise tende a amplificar a diferença entre as expectativas de salvamento de instituições de grande e pequeno porte.⁴ Dessa forma, quanto maior o *market share* dos competidores e suas probabilidades de resgate (ou seja, quanto maior o MSCA), menor é a probabilidade de resgate do banco em comparação aos demais. O efeito esperado é que os bancos relativamente menos protegidos (com maior MSCA) aumentem seu risco em menor intensidade do que os bancos mais protegidos (com menor MSCA) durante a crise.

Para se testar H1 e H2, faz-se uma regressão da variável dependente de risco Z-score sobre as seguintes variáveis independentes: MSCA, CRISE, interação entre MSCA e CRISE, além de outros controles. Primeiramente, a regressão é estimada pelo método dos mínimos quadrados ordinários e inclui efeitos fixos (EF) por IF. Com isso, pretende-se mitigar possível endogeneidade entre variáveis omitidas das IFs que são relativamente estáveis no tempo, tais como estrutura de propriedade e apetite por risco, e a variável dependente. Em complemento, para lidar com o problema de heterogeneidade entre países, também são rodadas regressões com EF por país. Desse modo, controlam-se os efeitos que variáveis omitidas como regulação e supervisão dos países possam ter sobre a tomada de riscos das IFs. A seguir, destaca-se o modelo geral a ser estimado:

⁴ Particularmente nos países com situação fiscal menos comprometida, a expectativa de salvamento de bancos grandes durante a crise deve aumentar.

$$Z\text{-score}_{i,c,t} = \beta_0 + \beta_1 MSCA_{i,c,t} + \beta_2 CRISE_{c,t} + \beta_3 MSCA_{i,c,t} * CRISE_{c,t} + \beta_4 X^T_{i,c,t} + \beta_5 Y^T_{c,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,c,t} \quad (3)$$

em que $Z\text{-score}_{i,c,t}$ representa a assunção de riscos do banco “i” localizado no país “c” no ano “t”, $MSCA_{i,c,t}$ é o *market share* dos competidores assegurados do banco “i” localizado no país “c” no ano “t”, $CRISE_{c,t}$ indica a ocorrência de crise bancária no país “c” no ano “t”. $X^T_{i,t}$ é uma matriz de controles em nível de banco, constituída pelas seguintes variáveis: total de ativos, probabilidade de resgate e índice de liquidez. $Y^T_{c,t}$ é uma matriz de controles em nível de país, constituída pelas seguintes variáveis: índice de concentração, PIB per capita, crescimento do PIB e total de crédito bancário como porcentagem do PIB. O termo μ_i representa os efeitos fixos por IF que, em especificações alternativas, são substituídos por efeitos fixos por país, $\varepsilon_{i,c,t}$ é o termo de erro.

Uma possível preocupação sobre a interpretação dos resultados da estimação da equação 3 é que instituições com competidores mais ou menos protegidos estivessem diferentemente expostas aos riscos trazidos pela crise. Dessa forma, a interpretação econômica do coeficiente β_3 , que mede o efeito diferencial da crise no efeito do MSCA sobre o Z-Score, deve ser cuidadosa. O Z-Score captura, em parte, a materialização de riscos assumidos antes da crise (por exemplo, redução de lucro e/ou diminuição do capital por conta do aumento de provisões) e, em parte, as ações dos gestores para aumentar ou diminuir o risco do banco uma vez que a crise se apresenta. De maneira geral, o primeiro canal parece ser mais importante do que o segundo, pois se entende que é difícil para o gestor alterar substancialmente o perfil de riscos do banco no curto prazo. Dessa forma, quando interpretamos o resultado de β_3 , podemos entender os efeitos da proteção dos competidores sobre o risco principalmente como uma decisão *ex-ante* de exposição a um evento sistêmico (como foi a crise) por parte dos bancos, mas não se pode descartar que parte do efeito venha das ações dos gestores durante a turbulência financeira.

Outra preocupação sobre a interpretação dos coeficientes é a de que bancos com competidores mais protegidos teriam exposição diferente aos eventos da crise do que aqueles com competidores menos protegidos, não por uma decisão dos gestores, mas porque atuam em nichos diferentes de mercado e estariam, portanto, diferentemente expostos a um evento imprevisível como a crise financeira. Embora a interpretação *stricto sensu* de β_3 permaneça a mesma, a interpretação do canal pelo qual os bancos se tornam mais ou menos arriscados é

diferente nesse caso. Para facilitar essa análise é que são inseridos os controles nos níveis de banco e país, representados respectivamente por $X_{i,c,t}^T$ e $Y_{i,t}^T$ na equação 3.

A variável LIQUID é estimada pela relação entre ativos líquidos sobre passivos de curto prazo. Embora se tenha estudos que adotam essa variável como *proxy* para assunção de riscos, por exemplo, Gropp, Hakenes e Schnabel (2010), nesta tese ela é usada apenas como um controle. Considerando-se que bancos mais agressivos precisam manter ativos de maior liquidez em suas carteiras para atender às chamadas de margem, espera-se que quanto maior o risco da IF, maior seja o seu nível de liquidez (MARQUES; CORREA; SAPRIZA, 2013).

A seguir, detalham-se os controles em nível de país. Observa-se que os regressores: crescimento do PIB (PIBCRESC), PIB per capita (PIBCAP) e crédito bancário sobre o PIB (CREDPIB), têm como fonte o *World Development Indicators* do Banco Mundial.

Para Duttagupta e Cashin (2011), baixo crescimento do PIB eleva a probabilidade de crises bancárias nos países. Segundo os autores, isso se deve ao fato de que desacelerações econômicas tendem a aumentar a inadimplência, além de piorar as perspectivas para se conceder bons empréstimos. Por outro lado, existem estudos que vinculam períodos de crescimento acelerado da economia com o surgimento de turbulências bancárias (e.g., HONOHAN, 2000; HOGGARTH; JACKSON; NIER, 2005). Considerando-se que diferenças relativas ao impacto do crescimento econômico sobre o risco bancário possam ser devidas a algum efeito defasado, o presente estudo inclui esta variável com defasagem de um e de dois anos.

A variável PIBCAP é utilizada como *proxy* para sofisticação do sistema financeiro. Gropp, Hakenes e Schnabel (2010) usam essa abordagem e verificam que, embora bancos de países mais ricos apresentem menos empréstimos problemáticos, eles possuem uma fatia relativamente maior de ativos arriscados. Berger, Demsetz e Strahan (1999), por sua vez, verificam que elevações do PIB per capita estão associadas a maior robustez e nível de capitalização dos bancos.

Com a inclusão da variável CREDPIB, objetiva-se avaliar o impacto da extensão do crédito sobre o risco das IFs. Anginer, Demirguç-Kunt e Zhu (2014b), por exemplo, verificam que incrementos na variável acima estão negativamente relacionados com o risco das IFs. De forma contrária, em análise que engloba 421 bancos comerciais de 61 países, Behr, Schmidt e Xie

(2009) sugerem que a relação anterior depende do nível de concentração do setor bancário, ou seja, enquanto nos sistemas bancários altamente concentrados, elevações no indicador de crédito apontam para queda no nível de empréstimos em atraso nas IFs, nos mercados menos concentrados acontece justamente o contrário. Por fim, Kaminsky e Reinhart 1999 sugerem que o crescimento acelerado da relação entre crédito e PIB está vinculado ao surgimento de crises bancárias.

Para se controlar a competição no setor bancário, é adotado o índice de Herfindahl (CONCENT). Ou seja, para cada país, soma-se o quadrado do *market share* (% de ativos do sistema) dos seus respectivos bancos. Em artigo que avalia o risco no segmento bancário de 25 países da União Europeia entre 1997 e 2005, Uhde e Heimeshoff (2009) verificam que para todas as medidas de concentração utilizadas, entre elas o Herfindhal, há uma relação positiva entre a variável e o risco do setor. Sugere-se que o nível de concentração do sistema atua como um estímulo para que as IFs assumam riscos correlacionados. O trabalho de Beck, Demirgüç-Kunt e Levine (2006), por outro lado, aponta em direção contrária, indicando que incrementos no índice de concentração estão associados a redução na probabilidade do surgimento de crises bancárias. Analogamente, Behr, Schmidt e Xie (2009) assinalam que em economias com segmentos bancários pouco concentrados o indicador de empréstimos em atraso é aproximadamente o dobro do verificado em mercados com concentração elevada.

A variável CDS (*spread* de CDS de 5 anos denominados em US\$) é calculado no último dia útil de cada ano. Essa medida de risco de crédito soberano tem como fonte a Bloomberg. Exclusivamente para Canadá, EUA e Luxemburgo, países que reconhecidamente apresentam risco de crédito muito baixo e cujos *spreads* de CDS possuem reduzida liquidez, considera-se que a variável assume valor igual a zero.

A variável CRISE é uma *dummy* que assume valor igual a um, de 2008 a 2010, se o país entrou em crise no período, ou zero caso contrário. Para essa definição, segue-se Laeven e Valencia (2012b). Devido à hipótese de que os regressores CDS e MSCA podem ter efeitos distintos dependendo se o momento é de estresse no sistema financeiro ou de normalidade, faz-se a interação dos mesmos com a *dummy* de crise. No Quadro 2, apresenta-se um resumo das variáveis independentes, incluindo definições e hipóteses do efeito das mesmas sobre o Z-score.

Variável Independente	Definição	Hipótese	Artigos Relacionados
MSCA	Somatório do produto entre <i>market share</i> e probabilidade de resgate de cada banco competidor	(-) Elevações no MSCA significam maior pressão sobre as margens de juros, provocando maior assunção de risco	Gropp et al. (2010)
ATIV	Logaritmo natural do total de ativos (expresso em US\$)	(-) Aumento no total de ativos está relacionado a maior assunção de risco (hipótese de risco moral) (+) Aumento no total de ativos está associado a maior diversificação das operações e, portanto, a menor risco	Boyd e Runkle (1993) Jimenez et al. (2007)
CONC	Nível de concentração estimado pelo índice de Herfindahl	(-) Sob a hipótese do <i>concentration fragility</i> , quanto maior a concentração do mercado, maior a assunção de risco (+) Sob a hipótese do <i>concentration stability</i> , quanto maior a concentração do mercado, menor a assunção de risco	De Nicoló et al (2004) Beck et al (2006)
PROBSUP	Probabilidade de resgate governamental ou de acionistas baseada no indicador de suporte da Fitch Rating	(-) Se o efeito disciplina de mercado supera o efeito <i>charter value</i> (+) Se o efeito <i>charter value</i> supera o efeito disciplina de mercado	Marques et al. (2013) Hakenes e Schnabel (2010)
CDS	<i>Spread de Credit Default Swap</i> soberano de 5 anos denominado em US\$ (expresso em centenas de pontos-base)	(-) Quanto menor a capacidade financeira de um país, maior é a chance dos supervisores bancários não intervirem em bancos problemáticos, dado que isso acarretaria uma despesa governamental expressiva.	Lindgren, Garcia e Saal (1996)
PIBCAP	Logaritmo natural do PIB per capita (expresso em US\$)	(+) Variável indicativa de sofisticação financeira do ambiente. Bancos que operam em países com índice mais elevado estão associados com maior robustez	Berger, Demsetz e Strahan (1999); Uhde e Heimeshoff (2009)

Quadro 2 – Resumo das variáveis independentes (continua)

Variável Independente	Definição	Hipótese	Artigos Relacionados
LIQUID	Logaritmo natural do índice de liquidez (relação entre ativos líquidos e o total de depósitos e passivos de curto prazo expressa em %)	(-) Bancos com maior apetite por risco tendem a manter maior liquidez	Marques et al. (2013)
CRISE	Variável <i>dummy</i> com valor igual a 1, entre 2008 e 2010, se o país teve uma crise bancária, e 0 caso contrário	(-) Períodos de crise estão associados a maior instabilidade no setor bancário	Anginer, Demirgüç-Kunt e Zhu (2014b)
PIBCRESC	Crescimento anual do PIB (%)	(+) Quanto maior a variável, menor o risco de se conceder crédito e, portanto, maior a solidez dos bancos (-) Aumentos na variável estão frequentemente associados à explosão de crédito e crises bancárias	Duttagupta e Cashin (2011); Demirgüç-Kunt e Detragiache (1998) Honohan (1997); Hoggarth, Jackson e Nier (2005)
CREDPIB	Relação entre total de crédito bancário no país e PIB (%)	(+/-) Dependendo da concentração verificada no setor bancário, a relação pode ser tanto positiva quanto negativa (+) Aumentos na variável estão negativamente relacionados com o risco bancário	Behr, Schmidt e Xie (2009) Anginer, Demirgüç-Kunt e Zhu (2014b)
CRISE * MSCA	<i>Dummy</i> de interação entre CRISE e MSCA	(+) Quanto maior o MSCA, menor é a chance de a instituição ser eventualmente resgatada. Dessa forma, menor é a assunção de riscos.	Questão empírica
CRISE * CDS	<i>Dummy</i> de interação entre Crise e CDS	(+) Quanto maior o CDS, menor é a chance de ocorrerem resgates governamentais. Dessa forma, menor é a assunção de riscos.	Demirgüç-Kunt e Huizinga (2013); Schich e Lindh (2012)

Quadro 2 – Resumo das variáveis independentes

Fonte: Elaboração própria

O teste de H3 e H4, cujo objetivo é analisar os distintos canais pelos quais o risco soberano impacta o risco bancário, é inicialmente feito da seguinte maneira:

$$Z\text{-score}_{i,c,t} = \beta_0 + \beta_1 CDS_{c,t} + \beta_2 MSCA_{i,c,t} + \beta_3 CRISE_{c,t} + \beta_4 CDS_{c,t} * CRISE_{c,t} + \beta_5 MSCA_{i,c,t} * CRISE_{c,t} + \beta_6 X^T_{i,c,t} + \beta_7 Y^T_{c,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,c,t}, \quad (4)$$

em que $CDS_{c,t}$, representa o *spread* de CDS do país c no ano t .

Após a confirmação de que na crise, elevações no *spread* de CDS soberano contribuem para reduzir a tomada de risco bancário, verifica-se, por meio de um modelo de diferenças em diferenças, se nos anos de 2008, 2009 e 2010 as IFs localizadas em países com alto *spread* de CDS e as IFs localizadas em países com baixo *spread* de CDS apresentam comportamento discrepante. Em seguida, faz-se uma regressão da variável dependente Z-score sobre os seguintes regressores: LCDS, CRISE e a variável de interação entre LCDS e CRISE. A variável LCDS é uma *dummy* que assume valor igual a 1 se a IF está localizada em um país considerado de baixo risco de crédito e valor igual a 0 caso contrário. Com base nos respectivos *spreads* de CDS no ano de 2007 (ver Apêndice A), portanto, pré-crise, os países são divididos em dois grupos: baixo risco de crédito (*spread* de CDS inferior a 10 pontos-base, pb) e alto risco de crédito (*spread* de CDS superior a 10 pb).⁵ Dessa forma, H4 é finalmente corroborada caso o coeficiente da interação entre LCDS e Crise seja negativo. Abaixo, destaca-se o modelo geral a ser estimado:

$$Z\text{-score}_{i,c,t} = \beta_0 + \beta_1 LCDS_{i,c,t} + \beta_2 Crise_{c,t} + \beta_3 LCDS_{i,c,t} * Crise_{c,t} + \varepsilon_{i,c,t} \quad (5)$$

Dado que o termo de erro individual pode conter elementos comuns em todos os períodos de análise, utilizam-se erros padrão robustos clusterizados em nível de IF em todas as regressões.

⁵ O uso de valores pré-crise objetiva evitar que essa medida, que separa entre tratados e não tratados, seja afetada pelo próprio tratamento (a crise).

Assim, as hipóteses de correlação dos erros igual a zero para a mesma IF ao longo do tempo e de homoscedasticidade podem ser relaxadas. É importante observar, entretanto, os aspectos considerados no momento de se optar por essa forma de agrupamento e não pela clusterização em nível de país, por exemplo. Para Cameron e Miller (2015), nessa questão existe um *tradeoff* entre viés e variância que precisa ser enfrentado. O agrupamento em poucos *clusters*, porém grandes, dá origem a menos viés, mas maior variabilidade. Como consequência, há elevação dos erros-padrão e, portanto, aumento possivelmente exagerado dos p-valores, o que dá origem a inferências conservadoras. Nessa linha, os autores sugerem que se opte pelo conservadorismo e evite viés, o que significa usar, quando possível, grandes *clusters*, até o ponto em que a pequena quantidade de agrupamentos não seja uma preocupação. Conforme Nichols e Schaffer (2007), o estimador de erro padrão robusto converge para o verdadeiro erro padrão na medida em que o número de *clusters* aproxima-se do infinito. Mostra-se na literatura, entretanto, que 50 *clusters* de tamanhos similares muitas vezes é o suficiente para uma inferência precisa (KEZDI, 2003). Por fim, Rogers (1993) indica que nenhum *cluster* deveria conter mais do que cinco por cento dos dados. Assim, considerando-se os potenciais problemas de uma eventual clusterização por país, pois se teria um pequeno número de *clusters* de tamanhos muito distintos, haja vista a grande diferença no número de IFs entre os países da amostra, opta-se neste trabalho por fazer a clusterização em um nível inferior, ou seja, agrupa-se por bancos. Porém, também são realizados testes com clusterização em nível de país, os quais estão disponíveis no Apêndice B.

4 Amostra e Estatísticas Descritivas

*It is not that we propose a theory and Nature
may shout NO; rather, we propose a
maze of theories, and Nature may shout
INCONSISTENT*

Imre Lakatos

4.1 Amostra

De forma semelhante a Gropp, Hakenes e Shnabel (2010), capturam-se informações contábeis anuais e não consolidadas de todos os bancos comerciais, bancos de poupança, bancos cooperativos, bancos hipotecários e instituições governamentais de crédito que atuam em países da OCDE e estão disponíveis no Bankscope. Conforme o Banco Mundial, a região da OCDE totalizava um PIB de US\$ 48,0 trilhões (63,0% do PIB mundial) em 2013. O critério para escolha desses tipos de IFs é que os bancos comerciais representam parte significativa do setor bancário dos países da amostra, enquanto os demais tipos de banco são seus principais competidores.

Embora a amostra vá de 2005 a 2013, os dados cobrem um intervalo mais amplo, desde 2003 a 2013, pois há a necessidade de se ter uma janela com três datas base para a estimação do desvio padrão do ROA dos bancos. Ou seja, para se calcular esse indicador no ano t , é necessário utilizar dados do ROA entre t e $t-2$. A escolha desse intervalo de investigação tem por objetivo analisar o período pré-crise financeira, e ao mesmo tempo mitigar os efeitos de possíveis distorções provocadas pela mudança dos padrões contábeis das IFs em meados dos anos 2000, isto é, a adoção do *International Financial Reporting Standards* (IFRS) em alguns dos países (MARQUES; CORREA; SAPRIZA, 2013).

No ano de 2005, a base apresentava-se composta por mais de 14 mil IFs. Entretanto, após a eliminação de observações com dados faltantes resta uma amostra composta por um painel não balanceado de 4.896 bancos.

Tabela 1 - Número de bancos distribuídos por tipo e país em 2005 e 2013

País	Bancos Comerciais		Bancos Cooperativos		Bancos Hipotecários		Bancos de Poupança		Instituições Governamentais de Crédito		Total	
	2005	2013	2005	2013	2005	2013	2005	2013	2005	2013	2005	2013
Alemanha	72	104	652	929	32	37	389	494	11	27	1.156	1.591
Austrália	1	15	0	2	0	7	0	1	1	8	2	33
Austria	53	58	95	70	9	15	51	48	2	3	210	194
Bélgica	12	21	5	5	2	2	3	4	1	0	23	32
Canadá	10	30	3	34	0	3	0	4	0	2	13	73
Chile	1	22	0	0	0	2	0	4	0	0	1	28
Coréia do Sul	1	13	1	1	0	0	0	3	1	3	3	20
Dinamarca	29	29	1	6	7	8	13	32	2	2	52	77
Eslováquia	6	9	0	0	0	2	1	2	2	2	9	15
Eslovênia	11	13	0	2	0	0	0	1	0	1	11	17
Espanha	6	30	6	31	1	0	5	14	1	2	19	77
Estados Unidos	402	396	11	6	5	4	8	8	2	2	428	416
Estônia	5	7	0	0	0	0	0	0	0	0	5	7
Finlândia	3	20	0	1	0	3	1	3	0	2	4	29
França	70	96	25	67	11	21	16	20	4	8	126	212
Grécia	7	8	1	1	0	0	0	0	0	0	8	9
Holanda	12	28	1	1	1	2	0	1	1	2	15	34
Hungria	17	18	0	1	2	3	0	0	2	2	21	24
Irlanda	5	8	0	0	2	3	0	0	0	0	7	11
Islândia	0	4	0	0	0	1	6	2	0	0	6	7
Israel	10	9	0	0	0	0	0	0	0	0	10	9
Itália	3	69	1	400	0	3	0	31	1	7	5	510
Japão	115	125	443	426	0	0	1	0	2	2	561	553
Luxemburgo	41	43	2	1	0	0	0	2	0	0	43	46
México	21	40	0	4	4	5	0	5	3	4	28	58
Noruega	3	14	0	0	1	9	33	106	1	2	38	131
Nova Zelândia	0	13	0	4	1	3	0	0	0	0	1	20
Polônia	19	33	1	1	0	0	1	1	1	1	22	36
Portugal	4	18	0	2	0	1	0	4	0	0	4	25
Reino Unido	63	100	0	1	29	49	0	3	2	1	94	154
Rep. Checa	12	17	0	2	2	2	0	0	2	2	16	23
Suécia	11	19	0	0	5	8	43	51	3	2	62	80
Suíça	108	92	6	7	4	4	179	187	24	26	321	316
Turquia	12	26	0	0	0	0	0	0	1	3	13	29
Total	1.145	1.547	1.254	2.005	118	197	750	1.031	70	116	3.337	4.896

Fonte: Elaboração própria com dados do Bankscope

A Tabela 1 apresenta o número de bancos distribuídos por tipo e país em 2005 e em 2013. É possível verificar que no começo da investigação os países com maior número de IFs são: Alemanha, Japão e EUA. Observa-se, contudo, que há uma diferença nítida entre os tipos de bancos que predominam nessas economias. Isto é, enquanto nas duas primeiras são mais comuns os bancos cooperativos, na terceira prevalecem os bancos comerciais. É importante ressaltar que, embora o número de bancos cooperativos seja grande e supere o de bancos comerciais na amostra, eles costumam apresentar volume inferior de ativos. Na Alemanha e no Japão, por exemplo, enquanto a média de ativos dos bancos cooperativos é de US\$ 1,46 bilhão e US\$ 6,09 bilhões, a dos bancos comerciais é de US\$ 45,9 bilhões e US\$ 79,5 bilhões, respectivamente.

Não obstante a crise financeira recente tenha começado nos EUA e no Reino Unido em 2007, define-se como período de crise os anos de 2008, 2009 e 2010. O critério adotado para essa classificação é que foi a quebra do Banco Lehman Brothers, em 2008, que fez com que a crise se aprofundasse nos EUA e em outros países e, com isso, surgissem os primeiros resgates governamentais de IFs. Apesar de a crise ter impactado em menor ou maior grau grande parte dos países analisados, não se pode afirmar que todos enfrentaram crise bancária. Dessa maneira, foram qualificados como países em crise apenas aqueles que, de 2008 a 2010, atendiam aos critérios adotados por Laeven e Valencia (2012b): a) enfrentamento de dificuldades no sistema financeiro; indicadas, por exemplo, por corridas bancárias ou liquidação de IFs, b) intervenção governamental significativa no sistema bancário em resposta às perdas sofridas pelas IFs. No Quadro 3, indicam-se os países da OCDE que entraram em crise.

Alemanha	Eslovênia	Grécia	Islândia	Reino Unido
Áustria	Espanha	Holanda	Itália	República Checa
Bélgica	Estados Unidos	Hungria	Luxemburgo	Suíça
Dinamarca	França	Irlanda	Portugal	

Quadro 3 – Países em crise no período de 2008 a 2010

Fonte: Elaboração própria a partir da classificação de Laeven e Valencia (2012b)

A Tabela 2 mostra o número de bancos distribuídos por *rating* de suporte e país em 2005 e 2013. Primeiramente, verifica-se que a quantidade de bancos com expectativa nula de resgate é muito superior a dos demais, totalizando 95,28% da amostra em 2013.

Tabela 2 – Número de bancos distribuídos por *rating* de suporte e país em 2005 e 2013

País	1		2		3		4		5	
	2005	2013	2005	2013	2005	2013	2005	2013	2005	2013
Alemanha	7	26	0	2	0	0	1	0	1.148	1.563
Austrália	0	5	0	0	0	0	0	0	2	28
Austria	1	5	0	2	0	0	0	0	209	187
Bélgica	0	5	0	0	0	0	0	0	23	27
Canadá	0	7	0	0	0	0	0	0	13	66
Chile	0	2	0	1	0	0	0	0	1	25
Coréia do Sul	1	8	0	1	0	0	0	0	2	11
Dinamarca	1	5	0	0	0	0	0	0	51	72
Eslováquia	2	1	1	1	0	0	0	0	6	13
Eslovênia	1	0	0	0	0	0	0	0	10	17
Espanha	3	0	3	5	0	0	0	0	13	72
Estados Unidos	19	28	5	5	0	0	18	0	386	383
Estônia	1	0	0	0	0	0	0	0	4	7
Finlândia	1	3	0	0	0	0	0	0	3	26
França	3	18	3	0	0	0	0	0	120	194
Grécia	0	0	3	0	0	0	0	0	5	9
Holanda	3	7	0	1	0	0	0	0	12	26
Hungria	3	0	1	3	0	0	0	0	17	21
Irlanda	2	1	0	5	0	0	0	0	5	5
Islândia	0	0	0	0	0	0	0	0	6	7
Israel	0	2	3	0	0	0	0	0	7	7
Itália	0	1	1	8	0	0	0	1	4	500
Japão	4	7	36	1	0	0	2	1	519	544
Luxemburgo	1	3	0	0	0	0	0	0	42	43
México	0	3	6	5	0	0	1	1	21	49
Noruega	0	3	0	0	0	0	0	0	38	128
Nova Zelândia	0	5	0	0	0	0	0	0	1	15
Polônia	6	5	3	2	0	0	0	0	13	29
Portugal	0	0	1	1	0	0	0	0	3	24
Reino Unido	6	15	2	3	0	0	0	0	86	136
República Checa	3	2	0	1	0	0	0	0	13	20
Suécia	0	4	0	0	0	0	0	0	62	76
Suíça	2	3	0	0	0	0	0	0	319	313
Turquia	0	0	0	7	0	0	2	0	11	22
Total	70	174	68	54	0	0	24	3	3.175	4.665

Fonte: Elaboração própria com dados do Bankscope

Adicionalmente, aponta-se que, embora ainda estejam em número bem inferior, os bancos com alta probabilidade de resgate, superior a 90%, compõem uma parte crescente da amostra, passando de 4,35% do total em 2005 para 4,89% em 2013. É importante salientar que essa variação deve-se principalmente ao fato de o número de IFs com *rating* de suporte igual a 1 ter crescido relativamente mais que as demais. Outro ponto que merece destaque é a falta de IFs com probabilidade de suporte moderada, isto é, igual a 50%. Por fim, observa-se que, em determinados países, a proporção de IFs com *rating* de suporte igual a 1 em 2013 é muito elevada. Nessa linha, merecem destaque: Coréia do Sul, Nova Zelândia e Israel, com 40,00%, 25,00% e 22,22% do total, respectivamente.

4.2 Estatísticas Descritivas

A Tabela 3 mostra os valores médios e os desvios padrão de dados relativos ao ambiente macroeconômico dos países e da competição em seus sistemas bancários. No que tange ao *spread* de CDS, destacam-se principalmente os altos valores atingidos por Grécia, Irlanda e Portugal no período analisado. Embora de 2008 a 2010 o *spread* de CDS desses três países tenham atingido níveis elevados, em 2011 eles aumentaram ainda mais em razão da crise da zona do Euro. Acredita-se que uma das razões para essa crise soberana foi o gasto elevado com resgates bancários após 2007.

No que diz respeito ao crédito bancário como porcentagem do PIB, chama atenção a forte discrepância entre o índice verificado nos EUA, média de 53,64%, e o observado em outros países ricos, tais como Alemanha, França e Reino Unido, cujos valores alcançam 103,88%, 104,40% e 172,22%, respectivamente.

Tabela 3– Estatística descritiva dos indicadores macroeconômicos e de competição, por país, no período 2005 - 2013

País	Spread de CDS (pb)		Crédito Bancário (% PIB)		Crescimento Anual do PIB (%)		PIB per Capta (US\$)		Índice de Herfindahl	
	Média	Desv. Pad.	Média	Desv. Pad.	Média	Desv. Pad.	Média	Desv. Pad.	Média	Desv. Pad.
Alemanha	34,79	30,62	102,97	4,99	1,25	2,86	41.990	3.884	0,06	0,01
Austrália	63,73	32,17	120,57	5,35	2,88	0,74	50.260	12.229	0,19	0,11
Austria	74,44	61,10	114,48	3,19	0,78	2,66	46.714	4.335	0,08	0,01
Bélgica	88,40	101,83	78,67	25,58	1,15	1,64	44.194	3.667	0,20	0,07
Canadá	0,00	0,00	126,75	4,84	1,76	1,71	45.709	5.522	0,17	0,07
Chile	78,88	55,63	61,74	21,30	4,39	2,13	11.959	2.816	0,45	0,43
Coréia do Sul	100,37	92,64	39,44	3,68	4,02	4,37	16.174	2.202	0,18	0,05
Dinamarca	57,86	44,08	198,68	15,00	0,32	2,38	57.539	4.358	0,17	0,06
Eslováquia	92,20	86,06	39,44	3,68	4,02	4,37	16.174	2.202	0,18	0,05
Eslovênia	132,70	133,02	69,57	24,01	1,15	4,29	23.114	2.624	0,15	0,04
Espanha	158,12	143,68	184,57	20,86	0,60	2,62	30.797	2.542	0,19	0,06
Estados Unidos	0,00	0,00	53,89	3,96	1,49	1,78	48.547	2.485	0,05	0,01
Estônia	185,98	163,39	85,51	11,11	2,75	7,72	15.556	2.593	0,54	0,18
Finlândia	29,13	24,37	82,42	10,43	0,82	3,84	46.918	4.234	0,33	0,11
França	62,97	66,03	105,41	7,66	0,91	1,61	40.889	3.122	0,10	0,06
Grécia	1.699,99	2808,59	101,64	17,40	-2,09	4,59	25.987	3.267	0,22	0,06
Holanda	64,31	31,86	178,49	12,94	1,05	2,34	49.822	4.415	0,27	0,12
Hungria	196,33	104,50	60,36	7,14	0,63	3,03	13.103	1.287	0,13	0,03
Irlanda	307,97	265,70	187,53	21,93	1,05	3,82	52.992	4.651	0,16	0,05
Islândia	267,19	282,91	156,62	80,45	2,19	4,20	50.761	8.712	0,34	0,16
Israel	103,60	57,86	89,78	3,29	4,22	1,39	28.423	5.061	0,19	0,05
Itália	166,71	150,96	104,64	11,64	-0,44	2,32	36.229	2.459	0,15	0,12
Japão	51,25	42,51	103,71	3,90	0,70	2,67	39.562	4.531	0,06	0,01
Luxemburgo	0,00	0,00	173,16	20,11	2,41	3,44	101.892	10.693	0,07	0,02
México	84,67	11,09	18,28	2,24	2,45	2,86	9.051	854	0,09	0,02
Noruega	26,22	11,20	83,50	2,67	1,25	1,42	86.841	12.006	0,19	0,06
Nova Zelândia	59,86	18,05	137,84	9,26	1,88	1,53	32.695	5.089	0,27	0,27
Polônia	63,83	28,53	45,83	9,04	3,93	1,77	11.799	1.990	0,09	0,01
Portugal	289,51	338,62	148,58	48,25	-0,29	2,03	21.940	1.768	0,26	0,24
Reino unido	62,15	34,33	155,01	50,02	1,1	2,1	41.680	3.215	0,12	0,04
República Checa	84,76	57,32	42,39	16,44	2,16	3,62	18.899	2.789	0,14	0,04
Suécia	37,50	38,85	122,45	11,08	1,67	3,14	52.650	5.898	0,16	0,05
Suíça	40,02	19,57	158,61	6,22	2,12	1,78	71.949	11.284	0,27	0,09
Turquia	182,33	54,17	40,16	13,72	4,44	4,32	9.506	1.310	0,13	0,08

Fonte: Elaboração própria com dados do Bankscope

O risco bancário nos países (Tabela 4), estimado pela média do Z-score, aponta para os bancos da Eslovênia, Grécia, Islândia e Estônia como os mais arriscados. Vale destacar que, enquanto os três primeiros países enfrentaram crise bancária no período analisado, o que provavelmente contribuiu para a instabilidade no setor, o mesmo não aconteceu com a Estônia.

Tabela 4 – Estatística descritiva dos indicadores bancários, por país, no período 2005 – 2013

País	Z-score		MSCA		Ativos (US\$ bi)		Liquidez (%)		ROA (%)		PL/Ativos (%)	
	Média	Desv. Pad.	Média	Desv. Pad.	Média	Desv. Pad.	Média	Desv. Pad.	Média	Desv. Pad.	Média	Desv. Pad.
Alemanha	7,78	1,40	0,55	0,07	9,04	97,00	18,09	32,77	0,29	0,74	7,48	5,99
Austrália	1,22	2,36	0,76	0,07	75,20	177,00	28,08	115,46	0,55	1,18	8,06	12,44
Austria	2,29	7,32	0,38	0,08	5,00	22,20	33,02	66,80	0,37	3,28	10,86	14,19
Bélgica	0,82	1,56	0,86	0,08	49,80	140,00	29,19	37,43	0,77	2,07	12,24	16,21
Canadá	1,70	3,60	0,51	0,36	39,30	142,00	23,39	55,13	0,93	2,64	14,06	17,05
Chile	1,45	6,51	0,41	0,11	12,00	16,50	47,79	93,77	0,93	2,67	19,49	18,85
Coréia do Sul	0,99	3,78	0,55	0,35	77,30	93,20	14,13	13,25	-0,07	2,67	6,56	4,31
Dinamarca	0,97	2,17	0,56	0,18	19,90	73,20	32,71	59,05	0,45	1,97	13,20	11,97
Eslováquia	1,70	4,21	0,45	0,12	4,34	5,37	32,87	131,72	0,86	3,04	18,59	22,23
Eslovênia	0,72	1,54	0,30	0,14	3,83	5,02	20,68	23,16	-0,39	3,18	8,31	3,21
Espanha	1,98	5,69	0,61	0,14	44,40	177,00	26,01	69,03	0,56	2,31	13,33	18,78
Estados Unidos	1,56	4,21	0,57	0,06	39,10	196,00	15,77	63,45	0,82	3,89	11,85	12,78
Estônia	0,32	0,35	0,32	0,39	5,55	9,61	33,20	25,11	0,82	3,24	13,86	7,94
Finlândia	1,90	4,89	0,77	0,14	38,20	88,50	28,28	33,20	0,50	0,54	7,86	5,29
França	2,33	6,76	0,76	0,02	77,90	316,00	33,51	49,17	0,82	4,95	10,60	24,65
Grécia	0,67	1,81	0,41	0,30	42,00	50,90	18,54	12,97	-0,80	3,56	8,68	5,91
Holanda	1,00	1,64	0,80	0,09	115,00	289,00	39,10	88,51	1,03	5,88	10,66	14,59
Hungria	0,74	2,00	0,40	0,15	6,13	9,54	39,72	68,25	0,32	2,77	11,47	10,21
Irlanda	0,76	1,75	0,68	0,14	75,50	88,10	43,70	136,11	-0,81	2,33	8,02	11,81
Islândia	0,26	0,40	0,25	0,36	5,47	14,40	49,23	125,26	0,78	10,92	-4,05	59,5
Israel	1,99	1,99	0,54	0,12	30,90	32,50	22,54	12,01	0,59	0,27	6,01	0,87
Itália	1,59	4,93	0,63	0,07	9,41	72,70	20,51	26,94	0,47	0,88	11,22	5,65
Japão	2,43	6,67	0,42	0,06	23,30	135,00	23,29	23,14	0,07	1,38	5,48	7,62
Luxemburgo	1,76	6,28	0,21	0,07	11,40	19,80	63,44	53,89	0,75	1,57	7,90	9,29
México	0,87	2,63	0,65	0,05	10,50	19,40	63,70	102,63	-0,32	7,35	15,24	14,10
Noruega	1,60	4,55	0,57	0,07	5,12	27,00	11,94	42,28	0,72	1,07	10,19	9,20
Nova Zelândia	0,87	1,03	0,66	0,09	19,30	27,60	19,56	40,32	0,51	1,80	9,78	13,49
Polônia	1,51	6,32	0,63	0,10	8,85	12,60	20,90	19,60	0,94	2,01	11,67	5,4
Portugal	1,45	6,49	0,51	0,31	24,30	44,00	30,43	60,80	0,07	3,60	13,83	18,93
Reino Unido	1,73	4,94	0,88	0,05	76,90	314,00	46,82	94,48	0,81	5,28	14,36	18,49
República Checa	1,43	3,79	0,59	0,09	9,77	14,00	33,71	44,76	0,71	1,28	9,29	7,71
Suécia	1,05	4,43	0,77	0,08	16,60	59,50	18,74	46,38	1,06	1,22	14,42	10,21
Suíça	4,91	8,16	0,74	0,07	10,90	105,00	25,40	39,29	0,44	1,92	7,64	9,53
Turquia	1,45	6,47	0,19	0,13	20,30	29,30	38,47	80,40	2,31	2,72	20,66	19,58

Fonte: Elaboração própria com dados do Bankscope

Salienta-se, entretanto, que o segmento bancário estoniano, mesmo no período pré-crise, já apresentava baixo Z-score e, em 2009, caiu de forma acentuada. No outro extremo, os bancos

alemães e suíços figuram como os mais seguros. Em ambos os países, mas principalmente na Alemanha, o alto Z-score é fruto da forte presença de bancos cooperativos e de poupança que, em média, assumem menos riscos do que os demais tipos de banco.

A Tabela 5 indica, de forma consolidada e em diferentes intervalos, a média e desvio padrão das variáveis relativas aos países. A amostra é dividida em três períodos: 2005 a 2007 (pré-crise), 2008 a 2010 (crise) e 2011 a 2013 (pós-crise) para que se tenha uma melhor noção das mudanças provocadas pela crise. Curiosamente, não se verifica redução no *spread* de CDS médio após 2010. Em verdade, entre 2011 e 2013, a crise soberana na zona do Euro acaba aumentando a percepção de risco até mesmo de países como Alemanha, França e Inglaterra. Com isso o *spread* médio de CDS passa de 129,87 para 267,49. Por outro lado, no que tange ao crescimento econômico, há indícios de recuperação no pós-crise. Ou seja, a média de crescimento anual do PIB passa de -0,19%, no intervalo de 2008 a 2010, para 1,24% no período posterior. Por fim, nota-se que na crise o crédito bancário como porcentagem do PIB é consideravelmente maior do que no período pré-crise, ou seja, 112,89% contra 100,77%.

Tabela 5– Resumo estatístico das variáveis em nível de país – Pré-crise, crise e pós-crise

Variável	2005 a 2007		2008 a 2010		2011 a 2013	
	Média	Desv. Pad.	Média	Desv. Pad.	Média	Desv. Pad.
Spread de CDS (pb)	15,01	24,73	129,87	174,78	267,49	973,82
Índice de Herfindahl	0,26	0,21	0,18	0,11	0,13	0,09
PIB per Capta (US\$)	34.408	19.824	38.884	21.608	41.000	23.948
Crescimento Anual do PIB (%)	4,08	2,39	-0,19	3,89	1,24	2,47
Crédito Bancário (% PIB)	100,77	57,15	112,85	55,35	109,71	49,50

Fonte: Elaboração própria com dados do Bankscope, Bloomberg e Banco Mundial

A Tabela 6 indica, de forma consolidada e em diferentes intervalos, a média e desvio padrão das variáveis relativas aos bancos da amostra. Verifica-se que no intervalo pré-crise a média do desvio padrão do ROA é igual a 0,21. Entretanto, como esperado, durante a crise aponta-se uma elevação significativa no índice, que atinge 0,32. No que concerne ao ROA, durante o período de estresse financeiro esse índice totaliza 0,31%, queda de aproximadamente 50% em relação ao verificado no intervalo de 2005 a 2007. Entretanto, ao contrário de outras variáveis, há indícios de que no pós-crise a rentabilidade das instituições retorna para o nível do pré-crise. Como consequência da queda do ROA e do aumento do seu desvio padrão na crise, tem-se uma

queda expressiva no Z-score, com a média de risco no setor bancário passando de 5,02, entre 2005 e 2007, para 2,47 no período posterior. Por fim, há sinais de que o incremento no nível de risco afetou a maior parte dos bancos da amostra durante a crise, haja vista que o desvio padrão do Z-score também cai comparativamente ao período pré-crise.

Tabela 6 – Resumo estatístico das variáveis em nível de banco – Pré-crise, crise e pós-crise

Variável	2005 a 2007		2008 a 2010		2011 a 2013	
	Média	Desv. Pad.	Média	Desv. Pad.	Média	Desv. Pad.
Índice de Liquidez (%)	24,02	26,80	24,38	27,15	22,43	25,90
PL / Ativos (%)	8,89	8,33	8,99	8,44	9,64	8,43
ROA (%)	0,63	0,88	0,31	0,89	0,35	0,84
Desvio Padrão do ROA	0,21	0,48	0,32	0,60	0,26	0,57
Total de Ativos (US\$ bi)	16,50	110,00	22,40	145,00	24,60	155,00
MSCA	0,58	0,16	0,58	0,14	0,55	0,14
Probabilidade de Suporte	0,04	0,20	0,05	0,21	0,04	0,20
Z-score	5,02	11,73	2,47	6,57	4,50	10,25

Fonte: Elaboração própria com dados do Bankscope

Na Tabela 7, destacam-se as correlações entre as variáveis independentes. Como era esperado, existe forte correlação positiva entre o volume de ativos das IFs e a probabilidade de resgate. Também se observa que o nível de concentração bancária dos países está positivamente associado com o percentual de crédito bancário sobre o PIB. Por fim, verifica-se relação linear positiva entre a riqueza per capita dos países e o nível de concentração do setor bancário.

Tabela 7 – Matriz de correlação das variáveis

	ATIV	CDS	CDS * CRISE	CONC	CREDPIB	CRESCPIB _{t-1}	CRESCPIB _{t-2}	CRISE	LIQUID	MSCA	MSCA * CRISE	PIBCAP	PROBSUP _{t-1}
ATIV	1												
CDS	-0,040	1											
CDS * CRISE	-0,069	0,157	1										
CONC	-0,051	0,143	0,195	1									
CREDPIB	-0,087	0,209	0,197	0,499	1								
CRESCPIB _{t-1}	-0,009	-0,121	-0,348	0,060	-0,080	1							
CRESCPIB _{t-2}	-0,018	-0,416	0,072	0,032	-0,022	-0,020	1						
CRISE	-0,076	-0,052	0,578	0,043	0,047	-0,383	0,273	1					
LIQUID	-0,016	0,026	0,046	0,035	0,204	0,027	-0,009	-0,016	1				
MSCA	-0,041	0,032	0,183	0,439	0,200	-0,005	-0,023	0,141	-0,047	1			
MSCA * CRISE	-0,057	-0,034	0,602	0,121	0,075	-0,361	0,249	0,962	-0,022	0,302	1		
PIBCAP	-0,070	-0,313	-0,144	0,226	0,350	0,095	-0,017	-0,008	-0,012	0,111	0,003	1	
PROBSUP _{t-1}	0,478	0,005	0,003	0,041	-0,018	-0,010	0,007	-0,021	0,083	-0,028	-0,011	-0,079	1

Fonte: Elaboração própria com dados do Bankscope

No Gráfico 1, destaca-se a mediana do Z-score entre dois grupos de bancos: os de baixo MSCA e os de alto MSCA. O primeiro compreende as instituições cujo MSCA em 2007 (pré-crise) é inferior ao primeiro decil, enquanto o segundo grupo abrange os demais bancos. Quando se compara o incremento na assunção de riscos durante a crise, tem-se sinais claros de que esse movimento é menos acentuado nos bancos com alto MSCA. Em linha, portanto, com H2.

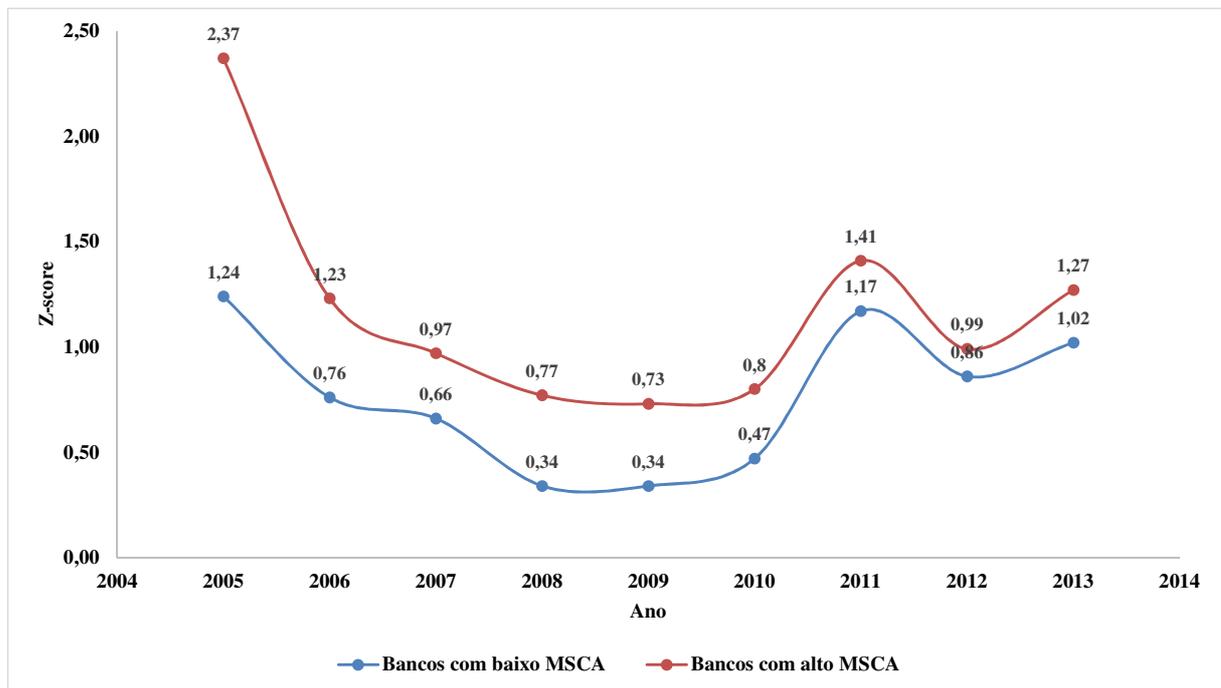


Gráfico 1 – Mediana do Z-score dos bancos, classificados por MSCA – Países da OCDE – 2005 a 2013

Fonte: Elaboração própria com dados do Bankscope

O Gráfico 2 sinaliza que 2009 pode ser considerado o ano em que o risco bancário nos países da amostra atinge o seu máximo. Isso é válido não só para os países da OCDE que entraram em crise, mas também para as demais economias. Em realidade, o gráfico mostra que, de 2008 a 2010, o risco bancário médio na amostra que considera os países que não entraram em crise é superior ao verificado na amostra que considera apenas os países que entraram em crise no período. Embora à primeira vista isso possa parecer contraditório, isso se deve ao baixo Z-score médio dos países que, de acordo com os critérios utilizados, não entraram em crise. Além disso, há indícios de que a instabilidade bancária foi generalizada.

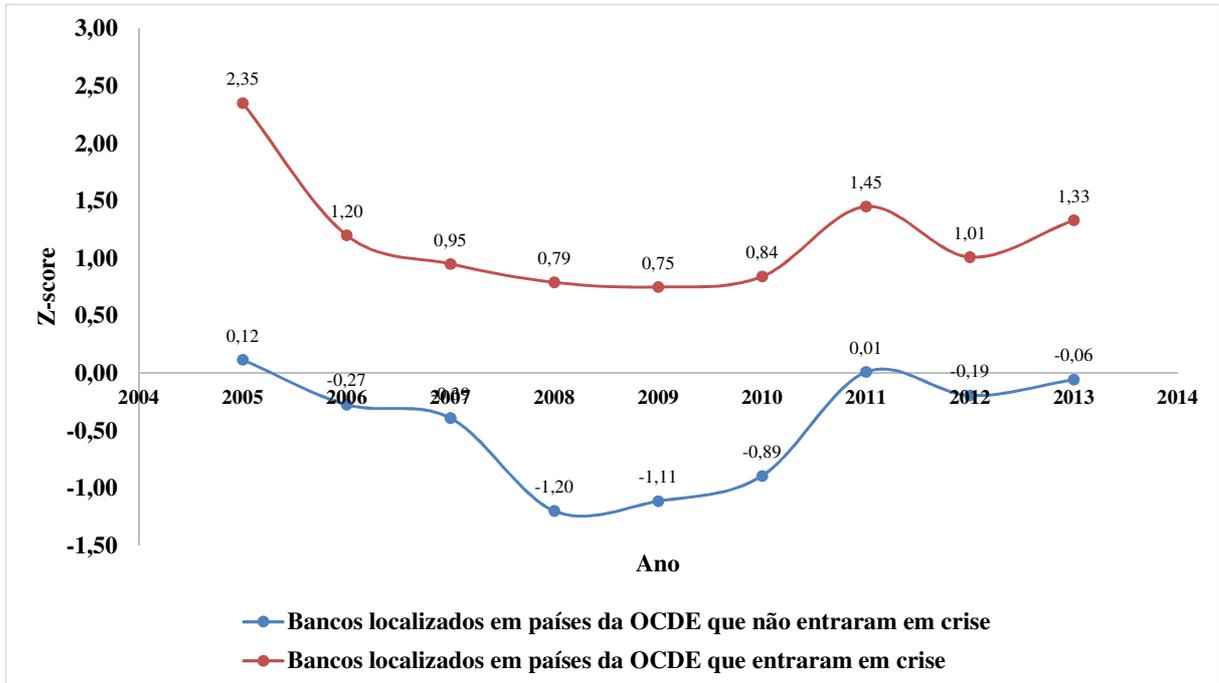


Gráfico 2 – Mediana do Z-score dos bancos – Países da OCDE, classificados por ocorrência de crise bancária – 2005 a 2013

Fonte: Elaboração própria com dados do Bankscope

O Gráfico 3 apresenta a evolução do risco bancário nos países da OCDE que entraram em crise. Quando se divide esses países em alto *spread* de CDS e baixo *spread* de CDS, assim como destacado na metodologia, é possível se verificar que o risco médio no primeiro grupo é sempre inferior ao do segundo. Todavia, sobretudo no primeiro ano da crise, essa diferença cai de forma expressiva. Sinaliza-se, portanto, uma maior tomada de riscos por parte dos bancos que atuam em países com baixo *spread* de CDS.

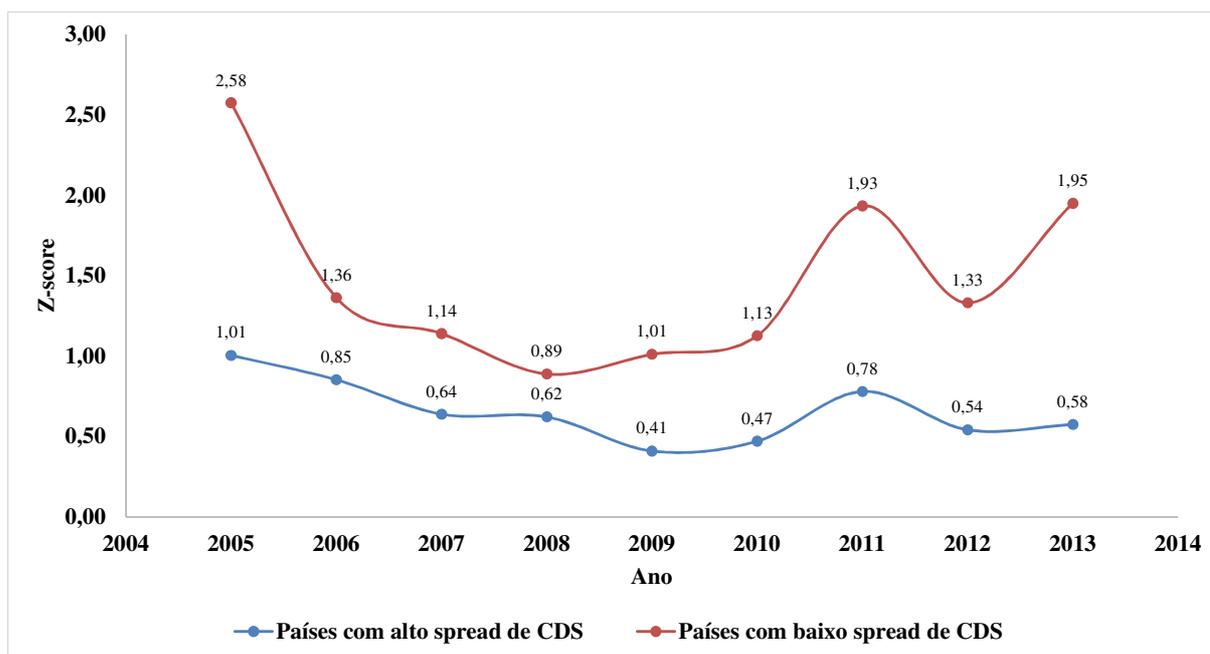


Gráfico 3 – Mediana do Z-score dos bancos – Países da OCDE que entraram em crise, classificados por nível de risco de crédito – 2005 a 2013

Fonte: Elaboração própria com dados do Bankscope

Semelhantemente ao gráfico prévio, o Gráfico 4 apresenta a evolução do risco bancário nos países da OCDE que entraram em crise. Contudo, nele são considerados apenas os bancos comerciais, que além de serem numerosos usualmente são os de maior tamanho. Neste caso, também se verifica que o risco bancário nos países de baixo *spread* de CDS é inferior ao observado nos países de alto *spread* de CDS. Fica evidente, porém, que durante a crise os bancos comerciais localizados no primeiro grupo de países apresentam elevação na tomada de riscos superior a dos bancos que atuam em países com maior nível de risco de crédito. Em 2010, por exemplo, a mediana do Z-score dos dois grupos de bancos se iguala.

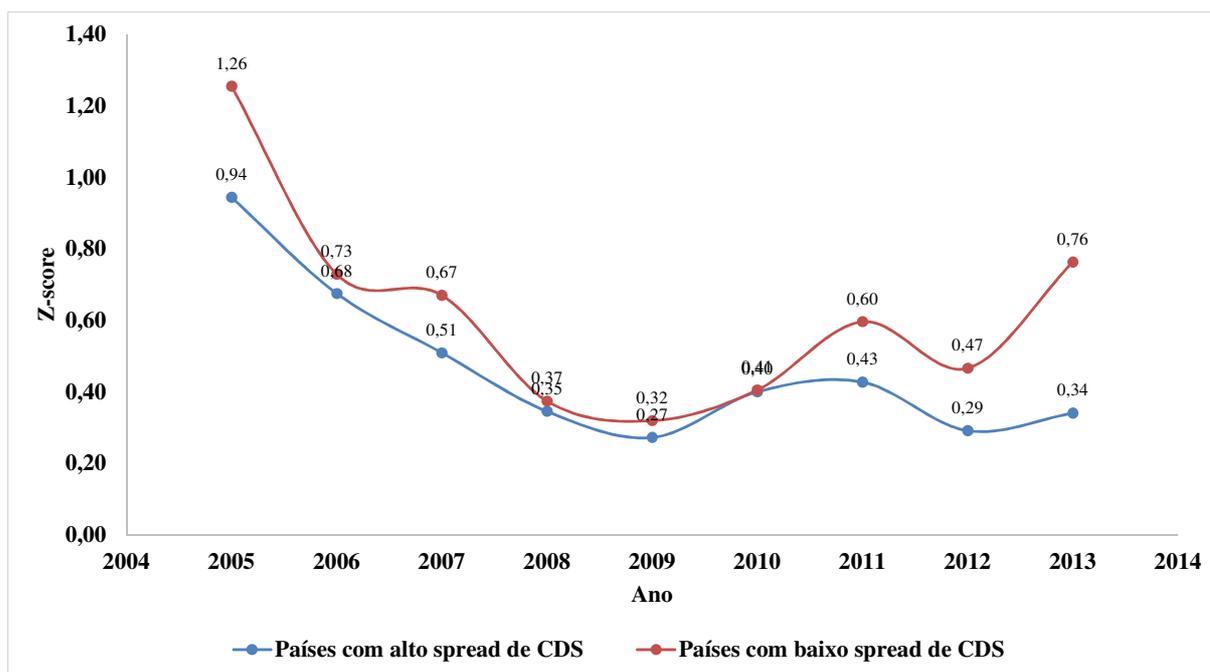


Gráfico 4 – Mediana do Z-score dos bancos comerciais – Países da OCDE que entraram em crise, classificados por nível de risco de crédito – 2005 a 2013

Fonte: Elaboração própria com dados do Bankscope

O Gráfico 5 apresenta a evolução do risco bancário em todos os países da OCDE entre 2005 e 2013. Com isso, além de se corroborar a ideia que a crise afeta a tomada de riscos em todos os países, também se percebe que em momentos de estresse, principalmente em 2008, menor *spread* de CDS está vinculado a maior assunção de riscos dos bancos.

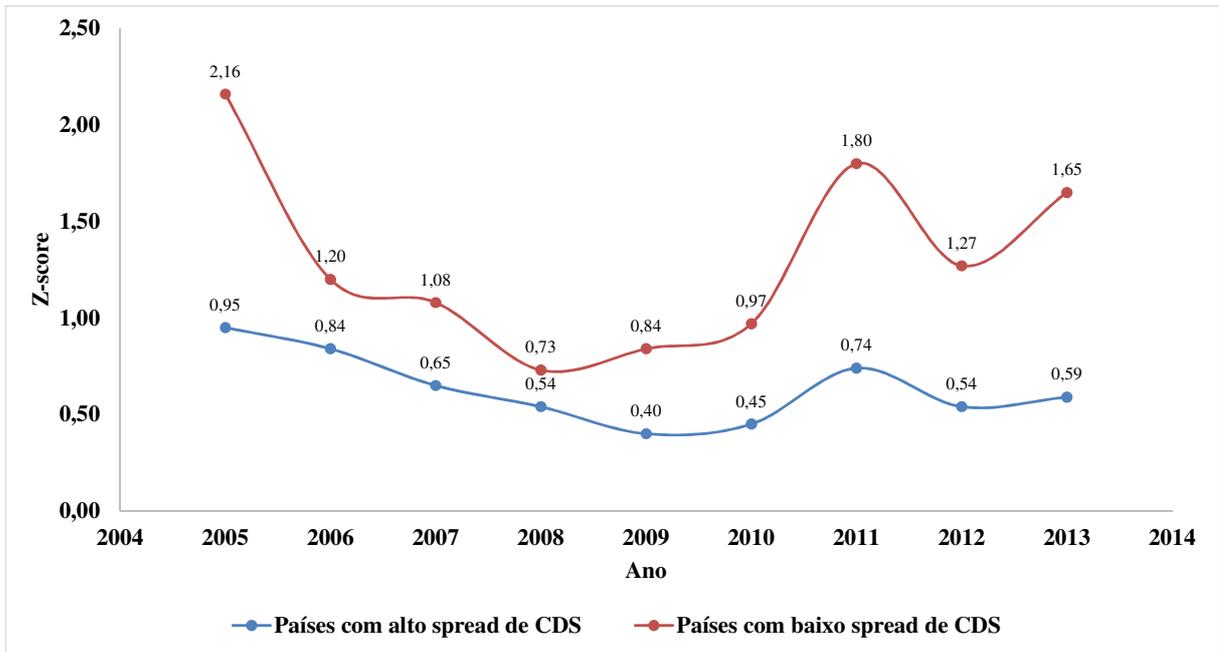


Gráfico 5 – Mediana do Z-score dos bancos – Países da OCDE, classificados por nível de risco de crédito – 2005 a 2013

Fonte: Elaboração própria com dados do Bankscope

De forma semelhante, o Gráfico 6 também apresenta a evolução do risco bancário nos países da OCDE. Contudo, nele são considerados apenas os bancos comerciais. Em linha com os anteriores, talvez até de forma mais clara, é verificado que, na crise, os bancos localizados em países com boa capacidade financeira assumem mais riscos do que suas contrapartes localizadas em países com condições financeiras mais adversas.

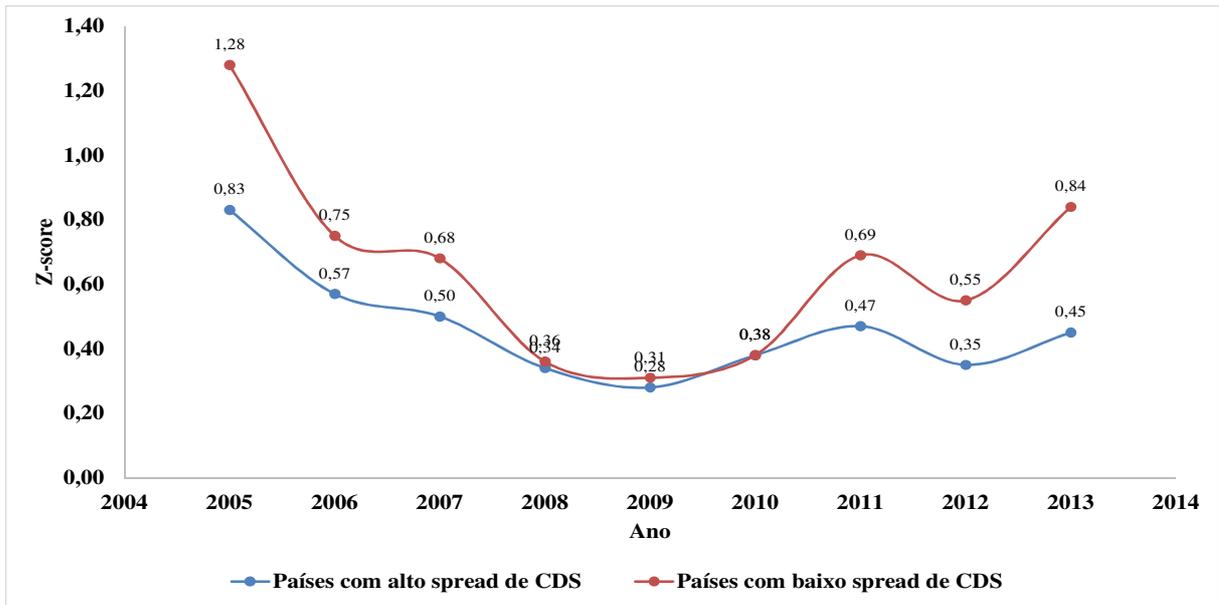


Gráfico 6 – Mediana do Z-score dos bancos comerciais – Países da OCDE, classificados por nível de risco de crédito – 2005 a 2013

Fonte: Elaboração própria com dados do Bankscope

5 Resultados dos testes econométricos

Education is an admirable thing, but it is well to remember from time to time that nothing that is worth knowing can be taught

Oscar Wilde

O presente capítulo apresenta e discute os resultados da estimação das equações (3) a (5) descritas no capítulo 3.

5.1 Market Share dos Competidores Assegurados

A Tabela 8 mostra diversas variações na estimação da Equação (3). Na coluna (8.1), testam-se os efeitos das variáveis independentes de interesse: MSCA, CRISE e MSCA*CRISE sobre o risco bancário. A regressão é estimada pelo método dos mínimos quadrados ordinários, incluindo efeitos fixos por IF e erros padrão robustos clusterizados em nível de IF. Em sintonia com os resultados obtidos por Gropp, Hakenes e Schnabel (2010), constata-se que em períodos de normalidade o coeficiente de MSCA é significativo e negativo. Assim, uma elevação de 0,1 no MSCA está associada a um decréscimo médio de 12,45% no Z-score. Portanto, considerando-se a redução na variável explicada, há indícios de que aumentos no MSCA promovam maior assunção de riscos. A *dummy* de crise, também vinculada a aumentos na tomada de riscos, sinaliza que, para uma IF com MSCA igual a 0, em momentos de instabilidade no setor bancário tem-se um decréscimo médio no Z-score de 47,43% ($e^{-0.643} - 1$). Ao contrário do efeito da variável MSCA quando tomada de forma isolada, sua interação com a *dummy* de crise mostra um impacto positivo e significativo sobre o nível de risco. Desse modo, embora em períodos de crise o efeito líquido da variável MSCA sobre o Z-score continue negativo, há uma razoável diminuição em seu impacto. Ou seja, em fase de turbulência bancária, para uma elevação de 0,1 no MSCA, tem-se uma diminuição média no Z-score de 9,08%. Logo, há sinais que corroboram H1 e H2.

Tabela 8 – Impacto do MSCA sobre o risco bancário (Z-score)

Variáveis	Ln (Z-score)					
	(8.1)	(8.2)	(8.3)	(8.4)	(8.5)	(8.6)
MSCA	-1,245*** (0,131)	-1,001*** (0,161)	-1,010*** (0,207)	-0,676*** (0,123)	-0,667*** (0,137)	-0,745*** (0,175)
CRISE	-0,643*** (0,073)	-0,566*** (0,078)	-0,207** (0,093)	-0,647*** (0,069)	-0,523*** (0,073)	-0,215*** (0,085)
MSCA * CRISE	0,337*** (0,131)	0,347*** (0,123)	-0,012 (0,145)	0,323*** (0,110)	0,289** (0,116)	0,029 (0,135)
ATIV		0,000 (0,042)	-0,127** (0,056)		0,008 (0,009)	0,005 (0,010)
PROBSUP t-1		-0,401*** (0,140)	-0,346*** (0,133)		-0,494*** (0,079)	-0,549*** (0,084)
LIQUID		-0,076*** (0,017)	-0,106*** (0,020)		-0,159*** (0,016)	-0,162*** (0,018)
CONC			0,937*** (0,275)			0,745*** (0,238)
PIBCAP			2,220*** (0,122)			2,259*** (0,115)
CRESCPIB t-1			0,009*** (0,002)			0,010*** (0,002)
CRESCPIB t-2			-0,030*** (0,002)			-0,030*** (0,002)
CREDPIB			-0,005*** (0,001)			-0,004*** (0,001)
Número de observações	41314	35031	28875	41314	35031	28875
Número de efeitos fixos	5581	5291	4798	34	34	34
Número de clusters	5581	5291	4798	5581	5291	4798
F	275,44	86,60	93,85	296,74	105,99	115,09
R²	0,597	0,631	0,672	0,210	0,238	0,270
R² Ajustado	0,534	0,566	0,606	0,209	0,237	0,269

Fonte: elaboração própria

Notas: A variável dependente é o logaritmo natural do Z-score, cuja fórmula de cálculo é igual a: $(ROA + PL/Ativos) / \text{Desvio Padrão do ROA}$. Quanto menor o Z-score, maior é a assunção de risco. As variáveis independentes são: MSCA - market share dos competidores assegurados; CRISE - dummy que assume valor igual a um entre 2008 e 2010 se o país entrou em crise; ATIV - logaritmo natural do total de ativos; PROBSUP - probabilidade de suporte com defasagem de um ano; LIQUID - logaritmo natural do índice de liquidez, expresso em %; CONC - índice Herfindahl de concentração (proxy para competição); PIBCAP - logaritmo natural do PIB per capita; CRESCPIB - crescimento anual do PIB, expresso em %, com defasagens de um e dois anos; CREDPIB - total de crédito bancário ao setor privado dividido pelo PIB, expresso em %. Diferentes números de observações deve-se à disponibilidade de dados no Bankscope. A amostra contém bancos cooperativos, comerciais, hipotecários, de poupança e instituições governamentais de crédito com atuação nos países da OCDE entre 2005 e 2013. Regressões OLS em painel. As colunas (8.1), (8.2) e (8.3) incluem efeitos fixos por IF. As colunas (8.4), (8.5) e (8.6) incluem efeitos fixos por país. Os valores entre parênteses representam os erros padrão robustos clusterizados em nível de IF. ***, **, * indicam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Na coluna (8.2) são introduzidos controles no nível de banco, e os coeficientes para as três variáveis de interesse são praticamente mantidos. A probabilidade de suporte do próprio banco e seu nível de liquidez têm efeito negativo e significativo sobre o Z-Score, *ceteris paribus*.

Na coluna (8.3) são adicionados novos controles em nível de país. Nessa especificação, a magnitude do coeficiente da *dummy* de crise é reduzida e, ao contrário das regressões anteriores, em que a interação entre MSCA e CRISE é significativa a 1%, a variável perde significância. Naturalmente, as variáveis macroeconômicas são muito correlacionadas com a *dummy* de crise (uma vez que esta discrimina em países que foram fortemente afetados pela crise ou não), o que faz com que essas variáveis praticamente capturem boa parte do efeito da crise no Z-Score. Os efeitos encontrados na coluna (8.2) para LIQUIDEZ e probabilidade de suporte praticamente se mantêm nessa especificação. Em linha com Boyd e Runkle (1993), verifica-se que um aumento de 1% em ATIV é acompanhado por uma redução no Z-score de 0,12%.

Consistente com Dam e Koetter (2012), verifica-se que o coeficiente de PROBSUP é negativo e significativo a 1%. Dessa forma, ao se elevar a probabilidade de suporte em 0,1 o Z-score é reduzido em 4,01%. Portanto, dado que elevações na expectativa de resgate estão associadas com maior tomada de riscos, encontra-se suporte para a teoria de risco moral. De maneira similar, acréscimos na liquidez também estão vinculados a maior nível de risco. Ou seja, um incremento de 10% na variável LIQUID está relacionado a um decréscimo na variável dependente de 0,76%. Nesse sentido, corrobora-se a tese de que bancos mais agressivos mantêm ativos de maior liquidez em suas carteiras, com o intuito, por exemplo, de responder tempestivamente a chamadas de margem (MARQUES; CORREA; SAPRIZA, 2013).

No que concerne à variável CONCENT, verifica-se que ela tem coeficiente positivo e significativo a 1%, sugerindo que sistemas bancários mais concentrados estão relacionados a maior robustez. Dessa forma, para cada elevação de 0,1 no regressor, aumenta-se o Z-score em 9,37%. Portanto, há evidências condizentes com a hipótese de *charter value*. Analogamente, elevações na variável PIBCAP estão associadas a menor tomada de riscos. Isto é, a cada 1% de aumento na riqueza per capita do país, tem-se uma elevação de 2,22% no Z-score.

No que tange aos efeitos do crescimento econômico sobre a assunção de riscos no setor bancário, observa-se que, dependendo do período de defasagem, é possível que se tenha resultados muito diferentes. Ou seja, quando se utiliza CRESCPIB com defasagem de um ano, um aumento de uma unidade na variável reflete em menor tomada de riscos, com elevação de

0,09% no Z-score. Por outro lado, quando se aplica uma defasagem de dois anos, a mesma variação tem como resposta uma queda no Z-score de 3,00%. Dessa forma, há indícios que apontam para a existência do efeito conhecido na literatura como *boom and bust* (e.g., HARDY; PAZARBASIOGLU, 1998; KAMINSKY; REINHART, 1999; SCHULARICK; TAYLOR, 2009).

Examinando-se o coeficiente de CREDPIB, nota-se que ele é negativo e significativo. Portanto, aumentos na relação entre crédito bancário e PIB estão ligados a maior tomada de riscos. Isto é, a cada elevação de uma unidade no indicador, o Z-score cai 0,5% em média.

Como algumas das variáveis no nível de banco são relativamente estáveis ao longo do tempo nas colunas (8.4), (8.5) e (8.6) os EF por IF são substituídos por efeitos fixos por país. Ao se examinar os coeficientes das variáveis e suas respectivas significâncias e compará-los com o que foi apontado nas regressões anteriores, é observado que, exceto pela variável ATIV, que perde a significância, não há mudanças relevantes.

5.2 Spread de Credit Default Swap

Na coluna (9.1) (Tabela 9), testam-se H3 e H4 por meio da análise dos efeitos das variáveis: CDS, CRISE e CDS*CRISE sobre o risco bancário. A regressão é estimada pelo método dos mínimos quadrados ordinários, incluindo EF por IF e erros padrão robustos clusterizados em nível de IF. Primeiramente, constata-se que em períodos de normalidade o coeficiente de CDS é significativo e negativo. Dessa forma, para países com diferença de *spread* de CDS de 100 pb, o Z-score médio no país de risco de crédito mais elevado é 2,70% inferior ao do país com menor nível de risco. Diferentemente do impacto do CDS tomado em períodos de estabilidade financeira, há sinais de que, em momentos de turbulência no setor bancário, expansões no CDS contribuem para reduzir a tomada de riscos. Assim, para países com diferença de *spread* de CDS de 100 pb durante a crise, o Z-score médio no país de risco de crédito mais elevado é 2,80% superior ao do país com menor nível de risco. Por conseguinte, há indícios de que uma piora na capacidade financeira dos países esteja vinculada a diminuição do risco bancário durante a crise. Na coluna 9.2, adicionam-se as variáveis MSCA e MSCA*CRISE, as quais seguem significantes e em linha com os resultados anteriores. Diferentemente da coluna 9.3,

em que ATIV não é significativa, na coluna (9.4) o coeficiente da variável é negativo e significativa a 1%, mostrando que uma variação de 1% na variável reflete em queda no Z-score de 0,19%. De maneira semelhante, as variáveis que medem probabilidade de suporte e liquidez apresentam coeficientes com os sinais esperados e significância elevada: 5% e 1% respectivamente.

Tabela 9 – Impacto do CDS sobre o risco bancário (Z-score)

Variáveis	Ln (Z-score)							
	(9.1)	(9.2)	(9.3)	(9.4)	(9.5)	(9.6)	(9.7)	(9.8)
CDS	-0,027*** (0,004)	-0,040*** (0,004)	-0,024*** (0,006)	-0,038*** (0,003)	-0,029*** (0,004)	-0,036*** (0,003)	-0,023*** (0,005)	-0,037*** (0,003)
CRISE	-0,478*** (0,021)	-0,760*** (0,080)	-0,660*** (0,084)	-0,290*** (0,096)	-0,496*** (0,020)	-0,758*** (0,075)	-0,615*** (0,079)	-0,303*** (0,089)
CDS+CRISE	0,055*** (0,016)	0,081*** (0,017)	0,078*** (0,019)	0,022 (0,020)	0,067*** (0,016)	0,076*** (0,017)	0,077*** (0,017)	0,030* (0,018)
MSCA		-1,489*** (0,126)	-1,289*** (0,155)	-1,424*** (0,205)		-0,821*** (0,123)	-0,866*** (0,135)	-1,067*** (0,172)
MSCA+CRISE		0,456*** (0,129)	0,387*** (0,136)	0,062 (0,153)		0,437*** (0,123)	0,331* (0,129)	0,104 (0,142)
ATIV			-0,024 (0,047)	-0,195*** (0,060)			0,010 (0,009)	0,004 (0,010)
PROBSUP t-1			-0,334** (0,149)	-0,279** (0,1141)			-0,548*** (0,084)	-0,594** (0,089)
LIQUID			-0,067*** (0,018)	-0,105*** (0,020)			-0,148*** (0,016)	-0,156*** (0,018)
CONC				1,152*** (0,292)				0,909*** (0,243)
PIBCAP				2,221*** (0,127)				2,188*** (0,117)
CRESCPIB t-1				0,006** (0,003)				0,008*** (0,002)
CRESCPIB t-2				-0,035*** (0,002)				-0,036*** (0,002)
CREDPIB				-0,003* (0,001)				-0,002 (0,001)
Número de observações	38.422	38.422	33.310	27.957	38.422	38.422	33.310	27.957
Número de efeitos fixos	5540	5540	5265	4781	34	34	34	33
Número de clusters	5540	5540	5265	4781	5540	5540	5265	4781
F	241,88	181,50	75,28	83,85	284,08	182,22	86,70	101,41
R ²	0,603	0,607	0,636	0,674	0,212	0,213	0,238	0,270
R ² Ajustado	0,536	0,541	0,567	0,607	0,211	0,212	0,237	0,268

Fonte: elaboração própria

Notas: Variável dependente é o logaritmo natural do Z-score, cuja fórmula de cálculo é igual a: $(ROA + PL/Ativos) / \text{Desvio Padrão do ROA}$. Quanto menor o Z-score, maior é a assunção de risco. As variáveis independentes são: MSCA - market share dos competidores assegurados; CDS - spread de credit default swap soberano, medido em centenas de pontos-base; CRISE - dummy que assume valor igual a um entre 2008 e 2010 se o país entrou em crise; ATIV - logaritmo natural do total de ativos; PROBSUP - probabilidade de suporte com defasagem de um ano; LIQUID - logaritmo natural do índice de liquidez, expresso em %; CONC - índice Herfindahl de concentração (proxy para competição); PIBCAP - logaritmo natural do PIB per capita; CRESCPIB - crescimento anual do PIB, expresso em %, com defasagens de um e dois anos; CREDPIB - total de crédito bancário ao setor privado dividido pelo PIB, expresso em %. Diferentes números de observações deve-se à disponibilidade de dados no Bankscope. A amostra contém bancos cooperativos, comerciais, hipotecários, de poupança e instituições governamentais de crédito com atuação nos países da OCDE entre 2005 e 2013. Regressões OLS em painel. As colunas (9.1), (9.2), (9.3) e (9.4) incluem efeitos fixos por IF. As colunas (9.5), (9.6), (9.7) e (9.8) incluem efeitos fixos por país. Os valores entre parênteses representam os erros padrão robustos clusterizados em nível de IF. ***, **, * indicam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Tabela 10 – Distribuição do impacto do MSCA e do CDS sobre o risco bancário (Z-score) em 2008, 2009 e 2010

Variáveis	Ln (Z-score)					
	(10.1)	(10.2)	(10.3)	(10.4)	(10.5)	(10.6)
CDS	-0,037*** (0,004)	-0,022*** (0,005)	-0,035*** (0,003)	-0,035*** (0,004)	-0,023*** (0,005)	-0,034*** (0,003)
ANO 2008	-1,411*** (0,099)	-1,355*** (0,107)	-0,980*** (0,109)	-1,461*** (0,093)	-1,321*** (0,097)	-0,970*** (0,102)
ANO 2009	-0,872*** (0,079)	-0,779*** (0,081)	-0,560*** (0,093)	-0,857*** (0,075)	-0,712*** (0,077)	-0,511*** (0,086)
ANO 2010	-0,637*** (0,088)	-0,577*** (0,085)	-0,396*** (0,125)	-0,674*** (0,085)	-0,525*** (0,086)	-0,333*** (0,121)
CDS*ANO 2008	0,276*** (0,056)	0,279*** (0,059)	0,099** (0,049)	0,247*** (0,048)	0,280*** (0,054)	0,121*** (0,045)
CDS*ANO 2009	0,102** (0,049)	0,108** (0,055)	-0,126** (0,054)	0,037 (0,046)	0,087 (0,052)	-0,106** (0,053)
CDS*ANO 2010	0,027* (0,016)	0,036** (0,017)	0,001 (0,019)	0,031* (0,016)	0,031* (0,016)	-0,004 (0,017)
MSCA	-1,257*** (0,125)	-1,037*** (0,154)	-0,851*** (0,190)	-0,671*** (0,121)	-0,702*** (0,134)	-0,611*** (0,172)
MSCA*ANO 2008	1,077*** (0,179)	1,075*** (0,186)	0,497*** (0,188)	1,150*** (0,164)	1,030*** (0,174)	0,529*** (0,181)
MSCA*ANO 2009	0,418*** (0,132)	0,337** (0,136)	0,470*** (0,147)	0,421*** (0,126)	0,262** (0,132)	0,422*** (0,139)
MSCA*ANO 2010	0,353*** (0,139)	0,302** (0,147)	0,377** (0,168)	0,379*** (0,137)	0,228 (0,140)	0,367** (0,162)
ATIV		0,011 (0,047)	-0,277*** (0,062)		0,009 (0,009)	0,003 (0,010)
PROBSUP t-1		-0,195 (0,143)	-0,152 (0,133)		-0,511*** (0,084)	-0,538*** (0,087)
LIQUID		-0,061*** (0,018)	-0,082*** (0,020)		-0,145*** (0,017)	-0,151*** (0,017)
CONC			1,027*** (0,268)			0,817*** (0,226)
PIBCAP			2,528*** (0,153)			2,389*** (0,135)
CRESCPIB t-1			0,019*** (0,006)			0,025*** (0,005)
CRESCPIB t-2			-0,015*** (0,002)			-0,017*** (0,002)
CREDPIB			0,000 (0,001)			0,000 (0,001)
Número de observações	38.422	33.310	27.957	38.422	33.310	27.957
Número de efeitos fixos	5540	5265	4781	34	34	33
Número de clusters	5540	5265	4781	5540	4781	4781
F	120,80	75,41	67,36	135,17	87,94	80,20
R²	0,619	0,648	0,685	0,227	0,251	0,280
R² Ajustado	0,555	0,582	0,620	0,226	0,250	0,278

Fonte: elaboração própria

Notas: Variável dependente é o logaritmo natural do Z-score, cuja fórmula de cálculo é igual a: $(ROA + PL/Ativos) / \text{Desvio Padrão do ROA}$. Quanto menor o Z-score, maior é a assunção de risco. As variáveis independentes são: MSCA - market share dos competidores assegurados; CDS - spread de credit default swap soberano, medido em centenas de pontos-base; ANO 2008, ANO 2009 e ANO 2010 - dummies que assumem, no respectivo ano, valor igual a um se o país entrou em crise; ATIV - logaritmo natural do total de ativos; PROBSUP - probabilidade de suporte com defasagem de um ano; LIQUID - logaritmo natural do índice de liquidez, expresso em %; CONC - índice Herfindahl de concentração (proxy para competição); PIBCAP - logaritmo natural do PIB per capita; CRESCPIB - crescimento anual do PIB, expresso em %, com defasagens de um e dois anos; CREDPIB - total de crédito bancário ao setor privado dividido pelo PIB, expresso em %. Diferentes números de observações deve-se à disponibilidade de dados no Bankscope. A amostra contém bancos cooperativos, comerciais, hipotecários, de poupança e instituições governamentais de crédito com atuação nos países da OCDE entre 2005 e 2013. Regressões OLS em painel. As colunas (10.1), (10.2) e (10.3) incluem efeitos fixos por IF. As colunas (10.4), (10.5) e (10.6) incluem efeitos fixos por país. Os valores entre parênteses representam os erros padrão robustos clusterizados em nível de IF. ***, **, * indicam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Nas regressões apresentadas entre as colunas (9.5) e (9.8), mantem-se as variáveis dos modelos anteriores, porém os EF por IF são substituídos por EF por país. Nesse cenário, deve-se destacar que, exceto por ATIV, que perde significância, não são observadas mudanças representativas nos coeficientes das variáveis em relação aos modelos anteriores.

Na Tabela 10, diferentemente dos modelos anteriores substitui-se a dummy de crise por três dummies de ano: 2008, 2009 e 2010. O objetivo é verificar como os efeitos da crise se distribuem ao longo desse intervalo. Assim, constata-se que o impacto da crise sobre o risco médio das IFs decresce de forma lenta a partir de 2008, porém permanece significativo até 2010.

Ou seja, quando se avalia as *dummies* de ano, nota-se que para uma IF com MSCA e CDS iguais a zero, no ano de 2008 há uma redução média de 75,61% ($e^{-1,411} - 1$) no Z-score em relação aos períodos considerados como normais. Já nos anos de 2009 e 2010, esse percentual de redução passa para 58,19% e 47,11%, respectivamente.

Conforme a coluna 10.1, o comportamento das interações entre MSCA e as *dummies* de ano tem um efeito sobre o risco bancário que, embora decrescente, é positivo e significativo em todos os anos de crise. Nesse sentido, mostra-se que o efeito da variável MSCA é substancialmente reduzido em relação ao período de normalidade. Ou seja, em 2008, 2009 e 2010, o efeito líquido de um incremento de 0,1 no MSCA corresponde a uma redução no Z-score de somente 1,80% (-12,57% +10,77%), 8,39% e 9,04%, respectivamente. Já em períodos de normalidade, uma elevação de 0,1 no MSCA está vinculado a um decréscimo no Z-score de 12,57%.

Adicionalmente, mostra-se que os coeficientes das interações entre CDS e as *dummies* de ano são positivos e significantes apenas para 2008, 2009 e 2010. Assim, embora o CDS quando tomado de forma isolada esteja associado a aumentos na assunção de riscos, quando se foca a análise nesses três anos, verifica-se que o impacto líquido da variável contribui para mitigar a tomada de riscos. Desse modo, enquanto em período de normalidade, um aumento de 100 pb no *spread* de CDS proporciona uma redução média no Z-score de 3,70%, em 2008 essa mesma variação está relacionada a um aumento no Z-score de 23,90% (-3,70% + 27,6%).

Analisando-se os resultados reportados nas colunas 10.2 a 10.6, verifica-se que a inclusão de variáveis de controle em nível de banco e de país, e a substituição de efeitos fixos de firma pelos de país não ensejam mudança relevante nas inferências feitas a partir dos resultados da coluna (10.1).

Tabela 11 – Impacto conjunto da interação entre MSCA, CDS e CRISE sobre o risco bancário (Z-score)

Variáveis	Ln (Z-score)	
	(11.1)	(11.2)
CDS	-0,055*** (0,004)	-0,049*** (0,004)
MSCA	-1,534*** (0,125)	-0,865*** (0,123)
CDS*MSCA	0,121*** (0,021)	0,098*** (0,020)
CRISE	-0,717*** (0,097)	-0,665*** (0,087)
CDS*CRISE	0,005 (0,077)	-0,047 (0,052)
MSCA*CRISE	0,410*** (0,158)	0,295** (0,143)
CDS*MSCA*CRISE	0,067 (0,121)	0,165* (0,087)
Número de observações	38.422	38.422
Número de efeitos fixos	5540	34
Número de clusters	5540	5540
F	128,83	134,68
R ²	0,608	0,214
R ² Ajustado	0,542	0,213

Fonte: elaboração própria

Notas: Variável dependente é o logaritmo natural do Z-score, cuja fórmula de cálculo é igual a: $(ROA + PL/Ativos) / \text{Desvio Padrão do ROA}$. Quanto menor o Z-score, maior é a assunção de risco. As variáveis independentes são: MSCA - market share dos competidores assegurados; CDS - spread de credit default swap soberano, medido em centenas de pontos-base; CRISE - dummy que assume valor igual a um entre 2008 e 2010 se o país entrou em crise. A amostra contém bancos cooperativos, comerciais, hipotecários, de poupança e instituições governamentais de crédito com atuação nos países da OCDE entre 2005 e 2013. Regressões OLS em painel. A coluna (11.1) inclui efeitos fixos por IF. A coluna (11.2) inclui efeitos fixos por país. Os valores entre parênteses representam os erros padrão robustos clusterizados em nível de IF. ***, **, * indicam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

A Tabela 11 tem como principal variável de análise a interação tripla entre CDS, MSCA e CRISE. Tanto na regressão 11.1, em que se utiliza EF por bancos, quanto na 11.2, em que em que se utiliza EF por país, as variáveis CDS, MSCA, CRISE e MSCA*CRISE apresentam significância e sinal dos coeficientes em linha com os resultados anteriores. A variável CDS*CRISE, entretanto, perde a significância. No que diz respeito à interação tripla CDS*MSCA*CRISE, tem-se coeficiente positivo e significância a 10% somente na especificação com EF por país. Na especificação com EF por banco, grande parte da variação no MSCA é dentro do *cross section*, e os efeitos acabam capturando muito dessa variação, o que pode explicar a falta de significância na interação tripla. Nessa linha, fixado um índice de MSCA, verifica-se que, em períodos de crise, elevações no *spread* de CDS estão associados a menor assunção de riscos.

5.3 Testes de Robustez

Na coluna 12.1 (Tabela 12), testa-se o efeito da variável MSCA, fixada em 2007, sobre o risco bancário durante a crise. Ou seja, a *dummy* de crise é interagida com o MSCA do banco no ano de 2007 (pré-crise). A regressão 12.1 é estimada da pelo método dos mínimos quadrados ordinários, incluindo efeitos fixos por banco e erros padrão robustos clusterizados em nível de IF. Em sintonia com os testes anteriores, encontram-se sinais de que, em períodos de instabilidade, maiores MSCA estão associados com menor tomada de riscos. Na regressão que considera efeitos fixos por país (coluna 12.2) esses indícios são ainda mais expressivos.

Tabela 12 – Impacto do MSCA (fixo em 2007) sobre o risco bancário (Z-score)

Variáveis	Ln (Z-score)	
	(12.1)	(12.2)
CRISE	-0,582*** (0,075)	-0,653*** (0,075)
MSCA*CRISE	0,177 (0,114)	0,277** (0,114)
Número de observações	38.283	38.283
Número de efeitos fixos	4589	34
Número de clusters	4589	4589
F	415,05	470,50
R²	0,576	0,216
R² Ajustado	0,518	0,215

Fonte: elaboração própria

Notas: Variável dependente é o logaritmo natural do Z-score, cuja fórmula de cálculo é igual a: $(ROA + PL/Ativos) / \text{Desvio Padrão do ROA}$. Quanto menor o Z-score, maior é a assunção de risco. As variáveis independentes são: MSCA - market share dos competidores assegurados fixado em 2007 (pré-crise); CRISE - dummy que assume valor igual a um entre 2008 e 2010 se o país entrou em crise. A amostra contém bancos cooperativos, comerciais, hipotecários, de poupança e instituições governamentais de crédito com atuação nos países da OCDE entre 2005 e 2013. Regressões OLS em painel. A coluna (12.1) inclui efeitos fixos por IF. A coluna (12.2) inclui efeitos fixos por país. Os valores entre parênteses representam os erros padrão robustos clusterizados em nível de IF. ***, **, * indicam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Semelhantemente a Beck, De Jonghe e Schepens (2013), nas regressões da Tabela 13 utilizam-se os mesmos regressores dos testes anteriores, porém são empregadas três novas variáveis dependentes: ROA, PL/Ativos e desvio padrão do ROA, ou seja, os três indicadores que, em

conjunto, compõem o Z-score. Dessa forma, pretende-se destacar o efeito de variáveis independentes que podem, por exemplo, relacionar-se positivamente com o PL/Ativos (diminuindo o risco), mas negativamente com ROA (aumentando o risco).

Em tempos de normalidade, os coeficientes das variáveis MSCA e CDS apresentam sinal esperado e significância elevada com os três regressandos. Isto é, nos testes em que se usa ROA e PL/Ativos como variável dependente, o sinal dos coeficientes é negativo. Porém, quando se usa o desvio padrão do ROA, o sinal é positivo. Assim, elevações nas variáveis contribuem para maior tomada de riscos nos três testes. No que tange à interação de MSCA com CRISE, tem-se coeficiente positivo e significância a 1% apenas quando se utiliza a relação entre PL/Ativos como regressando. Já a interação entre CDS e CRISE apresenta sinal positivo e significância a 1% para dois regressandos: ROA e PL/Ativos. Portanto, há indícios de que, na crise, aumentos nas variáveis contribuem para menor assunção de riscos.

Na coluna (13.1) verifica-se que, em períodos de normalidade no mercado bancário, para países com diferença de spread de CDS de 100 pb, o ROA médio no país de risco de crédito mais elevado é 9,80% inferior ao do país com menor nível de risco. O coeficiente da variável CRISE, negativo, embora não significante, também aponta para diminuição da rentabilidade durante os períodos de instabilidade. Ressalta-se, entretanto, que na regressão com EF por país (coluna 13.2), é verificado que para uma IF com MSCA e CDS iguais a 0, períodos de crise estão vinculados a uma redução média de 14,36% ($e^{-0,155} - 1$) no ROA (resultado significativo a 5%). Em relação aos efeitos do *spread* de CDS em períodos de crise, mostra-se que ele é reduzido de forma expressiva em relação aos períodos de normalidade. Ou seja, a cada aumento de 100 pb na variável corresponde um decréscimo de somente 2,70% ($-9,80\% + 7,10\%$) no ROA.

Concernente à MSCA, há um alinhamento com Gropp, Hakenes e Schnabel (2010), que sugere que acréscimos na variável estão relacionados à queda na rentabilidade. Desse modo, é verificado que para cada incremento de 0,1 no MSCA o ROA é reduzido em 2,62%. Observa-se, entretanto, que quando interada com a *dummy* de crise, a variável perde significância.

O coeficiente negativo e significativo da variável ATIV aponta para queda no ROA à medida que se incrementa o volume de ativos da IF. Dessa maneira, para cada 1% de acréscimo no saldo da variável, tem-se uma diminuição de 0,19% em seu ROA. Em relação ao coeficiente da variável CONC, novamente é confirmada a hipótese do *charter value*. Ou seja, verifica-se que elevações de 0,1 no índice de concentração resultam em acréscimos de 17,98% no ROA.

O coeficiente da variável PIBCAP, positivo e significativo, fornece indícios de que a rentabilidade média das IFs atuantes em países desenvolvidos é superior à verificada nos países em desenvolvimento. Nessa linha, constata-se que a cada 1% de aumento na variável, o ROA é elevado em 0,22%.

Na coluna (13.3), investigam-se os efeitos das variáveis independentes sobre o índice PL/Ativos. Em sintonia com o apontado anteriormente, nota-se que aumentos na taxa de *spread* de CDS estão relacionados com decréscimos no indicador PL/Ativos, ou seja, com maior tomada de riscos. Vale ressaltar, entretanto, que na crise ocorre uma inversão no sinal do coeficiente. Assim, em períodos normais, para países com diferença de *spread* de CDS de 100 pb, o índice PL/Ativos médio no país de risco de crédito mais elevado é 1,40% inferior ao do país com menor nível de risco de crédito. Na crise, para essa mesma diferença, o índice PL/Ativos médio no país de risco de crédito mais elevado é 1,10% (-1,40% + 2,50%) superior ao do país com menor nível de risco de crédito.

Tabela 13 – Impacto do MSCA e do CDS sobre o risco bancário (componentes do Z-score)

Variáveis	Ln (ROA)		Ln (PL / Ativos)		Ln (Desvio Padrão do ROA)	
	(13.1)	(13.2)	(13.3)	(13.4)	(13.5)	(13.6)
CDS	-0,098*** (0,027)	-0,087*** (0,022)	-0,014*** (0,003)	-0,013*** (0,003)	0,028*** (0,002)	0,029*** (0,002)
CRISE	-0,064 (0,063)	-0,155** (0,062)	-0,206*** (0,024)	-0,253*** (0,029)	0,092 (0,088)	0,053 (0,082)
CDS*CRISE	0,071*** (0,018)	0,060*** (0,017)	0,025*** (0,008)	0,027*** (0,008)	0,003 (0,016)	-0,001 (0,015)
MSCA	-0,262** (0,117)	-0,410*** (0,109)	-0,340*** (0,053)	-0,283*** (0,056)	1,117*** (0,172)	0,788*** (0,167)
MSCA*CRISE	-0,012 (0,104)	0,150 (0,109)	0,144*** (0,039)	0,249*** (0,049)	0,071 (0,139)	0,140 (0,130)
ATIV	-0,191*** (0,045)	-0,065*** (0,007)	-0,380*** (0,024)	-0,095*** (0,005)	-0,168*** (0,057)	-0,093*** (0,010)
PROBSUP_{t-1}	-0,121 (0,078)	0,208*** (0,063)	-0,045 (0,032)	0,057 (0,046)	0,240* (0,128)	0,636*** (0,083)
LIQUID	-0,020 (0,013)	-0,001 (0,015)	-0,022*** (0,006)	-0,019* (0,010)	0,082*** (0,019)	0,175*** (0,021)
CONC	1,798*** (0,194)	2,007*** (0,196)	0,090 (0,096)	0,459*** (0,108)	-0,877*** (0,247)	-0,258 (0,222)
PIBCAP	0,221** (0,098)	0,021 (0,084)	0,573*** (0,033)	0,325*** (0,033)	-1,602*** (0,117)	-1,814*** (0,110)
CRESCPIB_{t-1}	-0,001 (0,001)	0,000 (0,001)	-0,010*** (0,000)	-0,008*** (0,000)	-0,017*** (0,002)	0,016*** (0,002)
CRESCPIB_{t-2}	-0,003 (0,002)	-0,002 (0,002)	0,004*** (0,000)	0,036*** (0,000)	0,041*** (0,002)	0,041*** (0,002)
CREDPIB	-0,005*** (0,001)	-0,006*** (0,001)	-0,003*** (0,000)	-0,004*** (0,000)	-0,000 (0,001)	-0,001 (0,001)
Número de observações	25.279	25.279	27.957	27.957	27.957	27.957
Número de efeitos fixos	4685	33	4781	33	4781	33
Número de clusters	4685	4685	4781	4781	4781	4781
F	26,59	30,24	131,71	113,42	76,39	100,89
R²	0,743	0,236	0,932	0,278	0,718	0,328
R² Ajustado	0,684	0,234	0,918	0,277	0,660	0,327

Fonte: elaboração própria

Notas: As variáveis dependentes são: logaritmo natural do ROA, logaritmo natural do índice PL/Ativos e logaritmo natural do desvio padrão do ROA. Quanto menores são os índices: ROA e PL / Ativos, maior é a assunção de risco. Quanto maior é o desvio padrão do ROA, maior é a assunção de risco. As variáveis independentes são: MSCA - market share dos competidores assegurados; CDS - spread de credit default swap soberano, medido em centenas de pontos-base; CRISE - dummy que assume valor igual a um entre 2008 e 2010 se o país entrou em crise; ATIV - logaritmo natural do total de ativos; PROBSUP - probabilidade de suporte com defasagem de um ano; LIQUID - logaritmo natural do índice de liquidez, expresso em %; CONC - índice Herfindahl de concentração (proxy para competição); PIBCAP - logaritmo natural do PIB per capita; CRESCPIB - crescimento anual do PIB, expresso em %, com defasagens de um e dois anos; CREDPIB - total de crédito bancário ao setor privado dividido pelo PIB, expresso em %. Diferentes números de observações deve-se à disponibilidade de dados no Bankscope. A amostra contém bancos cooperativos, comerciais, hipotecários, de poupança e instituições governamentais de crédito com atuação nos países da OCDE entre 2005 e 2013. Regressões OLS empainel. As colunas (12.1), (12.3) e (12.5) incluem efeitos fixos por IF. As colunas (12.2), (12.4) e (12.6) incluem efeitos fixos por país. Os valores entre parênteses representam os erros padrão robustos clusterizados em nível de IF. ***, **, * indicam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente

Em relação ao impacto do MSCA sobre o índice PL / Ativos, corrobora-se a tese de que, em períodos normais, acréscimos na variável estão relacionados a maior assunção de riscos. Desse modo, para cada incremento de 0,1 no MSCA, a relação PL / Ativos é reduzida em 3,40%. Observa-se, entretanto, que o efeito negativo do MSCA sobre o indicador é mitigado substancialmente durante a crise. Nesse caso, para uma elevação de 0,1 na variável

independente, verifica-se uma redução no indicador PL / Ativos de somente 1,96% (-3,40% + 1,44%). Na coluna 13.5, mostra-se que a relação positiva entre CDS e assunção de riscos também é verificada quando se utiliza o desvio padrão do ROA como regressando. O mesmo é válido para o MSCA. O coeficiente positivo e significativo a 10% de PROBSUP aponta que elevações na probabilidade de suporte também estão associadas a maior variabilidade dos retornos dos ativos.

5.4 Efeitos por Categoria de Spread de Credit Default Swap

Na regressão 14.1 (Tabela 14), cuja amostra inclui todos os países da OCDE, mostra-se que o coeficiente da variável LCDS*CRISE é negativo e significativo a 1%. Assim, demonstra-se que, embora em períodos de crise haja um aumento generalizado na assunção de riscos, esse movimento é mais forte nos bancos localizados em países com boa capacidade financeira, o que finalmente confirma H3 e H4. Em complemento, quando são examinadas outras variáveis dependentes (regressões 14.4 e 14.10), além do Z-score, encontram-se indícios de que essa relação permanece válida, inclusive com significância a 1%.

A regressão 14.2, cuja amostra inclui os países da OCDE que entraram em crise, mostra-se que, no momento da crise, há uma redução de 23,9% no Z-score pelo fato de a IF estar localizada em um país com baixo *spread* de CDS (LCDS = 1). De maneira semelhante, quando a variável dependente é o desvio padrão do ROA (regressão 14.11), também se constata relação análoga. Ou seja, verifica-se um aumento de 18,4% na variabilidade do ROA pelo fato de a IF, durante a crise, estar localizada em um país com elevada capacidade financeira.

Quando se exclui da amostra os dados de IFs localizadas nos EUA, país em que a crise teve início e onde ela impactou fortemente a economia e os bancos, não são observadas modificações expressivas nos resultados das regressões. Nesse caso (regressão 14.3) é constatado que, no momento da crise, tem-se uma queda média de 15,5% no Z-score pelo fato de a IF estar localizada em um país com elevada capacidade financeira. Também há indícios de elevações no risco para esse grupo de bancos quando se empregam as variáveis dependentes: PL/Ativos (regressão 14.9) e Desvio Padrão do ROA (regressão 14.12).

Tabela 14 – Diferenças em diferenças: Impacto do CDS sobre o risco bancário (Z-score e seus componentes)

Variáveis	Ln (Z-score)			Ln (ROA)			Ln (PL / Ativos)			Ln (Desvio Padrão do ROA)		
	(14.1)	(14.2)	(14.3)	(14.4)	(14.5)	(14.6)	(14.7)	(14.8)	(14.9)	(14.10)	(14.11)	(14.12)
LCDS	0,840*** (0,034)	1,009*** (0,038)	1,136*** (0,038)	-0,689*** (0,024)	-0,484*** (0,028)	-0,626*** (0,028)	-0,308*** (0,018)	-0,250*** (0,020)	-0,301*** (0,020)	-1,155*** (0,035)	-1,255*** (0,040)	-1,441*** (0,041)
CRISE	-0,251*** (0,031)	-0,331*** (0,030)	-0,331*** (0,030)	-0,195*** (0,025)	-0,141*** (0,022)	-0,141*** (0,022)	0,036*** (0,015)	0,015 (0,009)	0,015 (0,009)	0,281*** (0,031)	0,338*** (0,028)	0,338*** (0,028)
LCDS * CRISE	-0,092** (0,038)	-0,239*** (0,036)	-0,155** (0,036)	0,198*** (0,028)	0,038 (0,024)	0,022 (0,024)	0,003 (0,017)	-0,050*** (0,010)	-0,071*** (0,010)	0,098*** (0,037)	0,184*** (0,034)	0,081** (0,035)
CONSTANTE	-0,521*** (0,026)	-0,435*** (0,030)	-0,435*** (0,030)	-0,537*** (0,020)	-0,652*** (0,023)	-0,652*** (0,023)	2,220*** (0,016)	2,227*** (0,017)	2,227*** (0,017)	-1,817*** (0,027)	-1,900*** (0,030)	-1,900*** (0,030)
Número de observações	41314	32597	28865	37750	29991	26781	41314	32597	28865	41314	32597	28865
F	341,93	604,38	554,26	259,29	140,72	223,78	116,70	72,04	119,18	600,35	677,03	669,59
R ²	0,053	0,079	0,100	0,065	0,035	0,069	0,042	0,031	0,050	0,085	0,095	0,131

Fonte: elaboração própria

Notas: As variáveis dependentes são: logaritmo natural do Z-score, cuja fórmula de cálculo é igual a: $(ROA + PL/Ativos) / \text{Desvio Padrão do ROA}$, logaritmo natural do ROA, logaritmo natural do índice PL/Ativos e logaritmo natural do desvio padrão do ROA. Quanto menor são os índices: Z-score, ROA e PL / Ativos, maior é a assunção de risco. Quanto maior é o desvio padrão do ROA, maior é a assunção de risco. As variáveis independentes são: LCDS - dummy que assume valor igual a um se o spread de credit default swap soberano em 2007 (pré-crise) é inferior a 10 pontos-base; CRISE - dummy que assume valor igual a um de 2008 a 2010 se o país entrou em crise. Diferentes números de observações deve-se à disponibilidade de dados no Bankscope. A amostra contém bancos cooperativos, comerciais, hipotecários, de poupança e instituições governamentais de crédito com atuação nos países da OCDE entre 2005 e 2013. Regressões OLS em painel. Foram testadas diferentes amostras de países: membros da OCDE, colunas (14.1), (14.4), (14.7) e (14.10) membros da OCDE que entraram em crise, colunas (14.2), (14.5), (14.8) e (14.11); membros da OCDE que entraram em crise exceto EUA, colunas (14.3), (14.6), (14.9) e (14.12). Os valores entre parênteses representam os erros padrão robustos clusterizados em nível de IF. ***, **, * indicam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

6 Considerações finais e conclusão

Think of all the men who never knew the answers, think of all those who never even cared. Still there are some who ask why, who want to know, who dare to try

Rod McKuen

Sobretudo após 2007, a hipótese de que *bailouts* contribuem para alavancar o risco bancário ganhou evidência. Ou seja, embora resgates bancários possam ser úteis para proteger os depositantes, evitar danos à economia e a interrupção do sistema de pagamentos, há o risco de que eles elevem o risco moral das IFs. Assim, com o objetivo de minimizar esse *trade off*, órgãos reguladores, acadêmicos e autoridades políticas ao redor mundo passaram a investigar novas regras para o setor bancário, que reduzissem o risco de quebra das IFs, minimizassem o impacto das falências bancárias sobre a economia dos países e, principalmente, diminuíssem a necessidade de futuros resgates governamentais. Doravante serão discutidas, de forma sucinta, algumas dessas medidas e, em seguida, conclui-se esta tese.

Inicialmente, procura-se responder à seguinte pergunta: como medir o risco sistêmico? Ter resposta para a pergunta acima é importante, primeiro porque, como salientam Acharya et al. (2010a), não obstante o combate ao risco sistêmico venha há muito tempo sendo utilizado como justificativa para o estabelecimento de novas políticas regulatórias, apenas recentemente ele passou a ser medido de maneira organizada. Em segundo lugar porque, conforme aponta Zhou (2009), tamanho não deve ser automaticamente considerado como uma *proxy* para se determinar o risco sistêmico oferecido por uma IF. Ou seja, o argumento do *too big to fail* nem sempre é válido. De acordo com o pesquisador, que utiliza a Teoria do Valor Extremo para medir o risco sistêmico, mais importante do que o tamanho da IF é a quantidade de áreas em que ela atua e como isso está correlacionado com as atividades de seus pares. Dessa forma, é possível que uma IF grande, mas concentrada em um número limitado de atividades, possa ser mais arriscada individualmente e ao mesmo tempo oferecer baixo risco sistêmico.

Adrian e Brunnermeier (2011) propõem uma medida de risco sistêmico, estimada via regressões quantílicas, denominada CoVaR. Esse indicador é definido como o *Value at Risk* (valor em risco - VaR) do sistema financeiro, ou seja, a perda esperada máxima para um período e um intervalo de confiança dados, condicionada a uma IF estar sob *financial distress*. Dessa forma, para se estimar a contribuição marginal de uma determinada instituição para o risco sistêmico, calcula-se a diferença entre o CoVar condicionado à IF estar em dificuldades financeiras e o CoVar condicionado à mesma estar em situação de normalidade. Adicionalmente, ao projetarem o CoVar sobre características como tamanho, alavancagem e descasamento de maturidade entre ativos e passivos das IFs, os autores estimam o *forward* CoVar. Sugere-se que, antecipando movimentos futuros nos mercados, pode-se elaborar medidas que compensem a prociclicidade da regulação financeira vigente, incluindo, por exemplo, exigência de capital para risco sistêmico.

Uma outra importante medida de risco sistêmico é proposta por Huang, Zhou e Zhu (2009). Baseados em dados de uma amostra de grandes bancos dos EUA, os quais são tratados como um portfólio, os autores analisam o histórico do *spread* de CDS, preço das ações e correlação de retornos dos ativos dos mesmos para determinar o perfil de risco do grupo. Em seguida, prevê-se para os 3 meses seguintes à data de análise, as variáveis: probabilidade de inadimplência e correlação de retornos dos ativos do grupo. Conhecidas essas informações, elabora-se um portfólio hipotético formado por instrumentos de dívida emitidos pelos bancos da amostra, ponderado pelo tamanho do passivo de cada IF. Por fim, o indicador de risco sistêmico é definido como o prêmio de seguro teórico que protege contra inadimplência superior a 15% nesta carteira por um prazo de 3 meses.

Quando se compara a medida de risco sistêmico apresentada por Huang, Zhou e Zhu (2009) com outras já existentes, por exemplo, *probability of joint default*, proposta por Avesani e Garcia Pascual (2006), algumas vantagens importantes são verificadas na primeira. Uma dessas é que ela é guiada tanto por uma maior probabilidade de *default* individual dos bancos quanto por uma maior exposição dos mesmos a um fator de risco comum. Adicionalmente, leva-se em consideração que o impacto provocado pela falência de um banco está diretamente relacionado com o seu tamanho. O fato de ser fundamentada em dados públicos diários e não contábeis também deve ser salientado como uma vantagem.

Acharya et al. (2010b) propõem um modelo de risco sistêmico fundamentado na correlação das exposições das IFs. Nesse estudo, mostra-se que a contribuição de cada IF para o risco sistêmico está baseada na propensão de ela estar descapitalizada quando se avalia que o sistema como um todo está descapitalizado. Esse parâmetro é função da alavancagem da IF e também da relação entre sua perda esperada e a perda esperada do sistema em momento de estresse, ou seja, seu retorno médio durante os 5% piores retornos diários do mercado de ações, os quais são medidos pelo *Center for Research in Security Prices*. Em complemento, para que as IFs internalizem a externalidade que elas geram, os autores recomendam a criação de um imposto, a ser pago pelas mesmas, proporcional ao que cada uma contribui para o risco sistêmico.

Foi com esse mesmo objetivo, que a partir de janeiro de 2016 o FED passou a exigir de 8 grandes IFs norte-americanas: Bank of America; Bank of New York Mellon, Citigroup, Goldman Sachs, JPMorgan Chase, Morgan Stanley, State Street e Wells Fargo, a manutenção de capital adicional para fazer frente ao risco sistêmico. Para realizar essa demanda, os reguladores fundamentaram-se nas seguintes características das instituições: tamanho, substitutabilidade, interconexões, complexidade e atuação global (BOARD OF GOVERNORS OF THE FEDERAL RESERVE SYSTEM, 2015).

Em Brownlees e Engle (2015), os pesquisadores propõem uma medida de risco denominada SRISK, que é definida como a descapitalização esperada de uma IF condicionada a uma queda prolongada no índice de mercado de ações. Para estimá-la, utilizam-se os seguintes dados das IFs: total de ativos, grau de alavancagem e covariância do retorno das ações com o retorno do mercado em momentos de estresse. A soma do SRISK de cada IF é considerada como uma medida de risco sistêmico. Por fim, outra forma de modelagem de risco sistêmico amplamente utilizada é a baseada na análise de dívida contingente (e.g., GRAY; MERTON; BODIE, 2007; JOBST; GRAY, 2013 e LEHAR, 2005). A principal ferramenta desses modelos é o balancete ajustado ao risco, o qual mostra a sensibilidade dos ativos e passivos de uma instituição aos choques.

A adoção de um sistema de separação funcional também tem sido aventada como estratégia para conter o risco moral e reduzir a necessidade de futuros resgates governamentais. Nessa linha, Duffie (2012) pergunta se faz sentido que bancos beneficiados por seguro de depósitos e por acesso a empréstimos de liquidez do Banco Central sejam autorizados a realizar operações

arriscadas. Ou seja, indo além de receber depósitos e fazer empréstimos de curto e médio prazo, que são operações típicas de bancos comerciais.

O Ato Glass Steagall, vigente nos EUA entre 1933 e 1994, obrigava a total separação entre as atividades de banco de investimento e de banco comercial no país. Portanto, embora já estivessem atuando na Europa e na Ásia, foi somente a partir de meados da década de 1990 que ressurgiram as primeiras IFs grandes e complexas nos EUA. Isto é, bancos que operam simultaneamente alguma combinação das carteiras: comercial, investimentos, seguros e gestão de ativos (SAUNDERS; SMITH; WALTER, 2009). Ao impedir que bancos tradicionais atuassem, por exemplo, na subscrição de valores mobiliários, a norma pretendia impedir que essas instituições ficassem muito expostas a instrumentos financeiros de longo prazo, o que provocaria elevação no risco de mercado, crédito e liquidez das mesmas. De forma discordante, Acharya et al. (2010a) salientam que, embora no período que antecede a depressão de 1929 os bancos norte-americanos estivessem operando de forma crescente com ações e títulos de dívida de longo prazo, as evidências sugerem que as inúmeras falências bancárias ocorridas entre 1930 e 1933 foram decorrentes principalmente das circunstâncias da época e não da qualidade dos ativos que essas instituições detinham. Observa-se, porém, que a causalidade indireta desse último fator é uma outra questão.

Para Walter (2010), qualquer tipo de reforma do sistema financeiro que contemple restrições geográficas ou de linha de negócios para os bancos deve ser calibrada de acordo com os seguintes fatores: eficiência estática (diferença entre o que é pago pelos demandantes de recursos e o que é recebido pelos poupadores), eficiência dinâmica (inovação e promoção do crescimento econômico), estabilidade e competitividade. Assim, com base nesses critérios, o pesquisador destaca que o Ato Glass-Steagall foi uma boa medida para a manutenção da estabilidade. Adicionalmente, sugere-se outras medidas nessa mesma linha, a saber: proibição de que bancos TBTF tenham veículos fora do balanço ou posição relevante em derivativos ou imóveis, administrem *hedge funds*, etc. Por fim, considerando-se que essas restrições podem eventualmente limitar a sinergia dos negócios, o autor propõe a limitação do tamanho dos conglomerados financeiros que possuem carteira comercial. Dessa forma, não se teria restrição de linha de negócios, mas apenas um teto de volume de captação.

Se existe sinergia entre as diferentes linhas de negócio e o efeito líquido da diversificação de atividades é positivo, então o valor de mercado de uma organização financeira que atua em múltiplas áreas deveria ser maior do que a soma dos valores das instituições oriundas de uma eventual dissociação da mesma. Essa ideia é a base para o estudo de Laeven e Levine (2007), que analisa 836 bancos em 43 países entre 1998 e 2002, e tem por objetivo estimar o impacto da diversificação na valoração das instituições. Para isso, os autores comparam se o q de Tobin de um determinado conglomerado financeiro é maior ou menor do que o q de Tobin que ele teria caso fosse desmembrado em um portfólio de diferentes instituições, cada uma especializada em uma área de atuação do conglomerado. A conclusão é que as economias de escala advindas da diversificação de atividades, por exemplo, creditícias e não creditícias, não são grandes o suficiente para compensar os problemas de agência resultantes. Por isso, não se verifica um prêmio pela diversificação.

Embora tenham uma pergunta de pesquisa semelhante à de Laeven e Levine (2007), Schmid e Walter (2009) incluem na análise, além de bancos, seguradoras, gestoras de fundos e corretoras de valores. Para avaliar se a diversificação aumenta ou diminui o valor desses intermediários financeiros, utiliza-se uma medida denominada excesso de valor, desenvolvida por Berger e Ofek (1995). Como resultado, foi observado que as ações dos conglomerados financeiros são negociadas com desconto e que isso se deve à diversificação. Adicionalmente, também é investigado se o desconto verificado depende da atividade principal do conglomerado ou das áreas específicas que ele combina. Em relação à primeira hipótese, constata-se que a relação é válida para todas as atividades principais, exceto banco de investimento. No que diz respeito à segunda hipótese, não há diferença significativa no desconto entre as diferentes combinações de atividades, com duas exceções: combinação entre banco comercial e seguradora e combinação entre banco comercial e banco de investimento, as quais apresentam prêmio significativo.

Em linha com a teoria que associa diversificação com economia de escopo, Elsas, Hackethal e Holzhäuser (2010) assinalam que a atuação em múltiplas áreas aumenta a lucratividade dos bancos e o valor de mercado dos mesmos. Aponta-se que os principais direcionadores desses ganhos são: margens mais elevadas em operações de seguros e compra e venda de ações, por

exemplo, além de melhora no índice de eficiência⁶ da instituição. Para os autores, a diferença entre os resultados destacados acima e os verificados por Laeven e Levine (2007) deve-se aos diferentes critérios utilizados para medir a diversificação e a valoração dos bancos, além da composição da amostra. Com enfoque em bancos europeus, Vander Vennet (2002) também aponta para uma maior eficiência dos bancos universais relativamente aos bancos especializados. Por fim, De Jonghe (2010) investiga se as estratégias de diversificação e especialização dos bancos estão relacionadas com a resistência a crises no setor bancário. O principal achado é que bancos que agregam diferentes especializações ficam mais expostos ao risco sistêmico, sendo isso talvez o motivo pelo qual eles são negociados com desconto.

O conceito de *narrow banking* também tem sido indicado como forma de tornar o sistema financeiro mais seguro. Nessa modalidade, os bancos, que podem ser uma instituição individual ou fazer parte de uma *holding*, ficam separados em dois grupos: aqueles cujos depósitos são garantidos e aqueles cujos depósitos não são garantidos. As IFs do primeiro grupo devem manter os recursos captados em ativos de baixo risco e alta liquidez, por exemplo, disponibilidades, títulos públicos e *commercial papers* de primeira linha. No que concerne aos passivos dessas IFs, também existem restrições, ficando limitados a depósitos à vista e ao capital. Já os bancos do segundo grupo, teriam controles menos rígidos em termos de formas de captação e tipos de aplicação (CALOMIRIS, 1997).

Em sintonia com o modelo de *narrow banking*, Pennacchi (2012) assinala que a expansão dos ativos bancários financiados por depósitos assegurados é justificável apenas quando se tem uma regulação que consegue controlar o risco moral no segmento bancário. Em adição, sugere-se que as IFs que prestam serviços de transformação de maturidade e fornecimento de liquidez talvez não façam jus a garantias governamentais. Em oposição, Calomiris (1997) aponta que a ausência de proteção dos passivos bancários da parte não garantida do setor bancário não implica em inexistência de proteção de fato pelo governo. Nessa linha, assinala-se que, dado que na prática os governos não conseguem, de forma crível, eximirem-se de resgatar bancos durante uma crise, o *narrow banking* poderia acabar substituindo resgates *ad hoc* por uma cobertura explícita, o que seria ainda pior.

⁶ Relação entre despesas administrativas e de pessoal sobre o resultado operacional

Kashyap, Rajan e Stein (2002), por seu turno, destacam a ineficiência do modelo de *narrow banking*, tendo em vista a sua premissa de que as atividades de captação de depósitos e concessão de empréstimos devem estar separadas. Portanto, não é considerada a sinergia existente entre as duas atividades. Na medida em que ambas exigem que os bancos mantenham saldos elevados de liquidez, se os saques de depósitos e a utilização das linhas de crédito por parte dos tomadores de recursos não forem perfeitamente correlacionadas, as duas ações podem compartilhar os custos de peso morto relacionados à manutenção de estoque de ativos líquidos. Essa visão também é a de Diamond e Rajan (1999).

O capital contingente, instrumento híbrido de capital e dívida, é outro item que vem ganhando espaço como alternativa para mitigar o risco moral e reduzir a instabilidade bancária. Essa ferramenta de captação é uma dívida que é convertida automaticamente em capital quando determinado gatilho é disparado, sinalizando que o banco está em dificuldades e precisa ser recapitalizado. Dessa maneira, consegue-se elevar o capital da IF em um momento em que outras opções são inviáveis, seja porque as condições de mercado são desfavoráveis ou por desinteresse dos acionistas (DUFFIE, 2010). Os elementos determinantes dessa operação costumam ser o índice de capitalização do banco, o preço de suas ações ou seu *spread* de CDS.

Flannery (2002), um dos pioneiros na área de capital conversível, destaca que, embora a crescente utilização da disciplina de mercado como componente de supervisão bancária seja louvável, deve-se ter cautela, dado que esse mecanismo é inconsistente no tempo quando aplicado a IFs sistêmicas. Assim, aponta-se que o capital contingente preenche essa lacuna, na medida em que ele, de forma transparente, permite que uma perda expressiva de capital seja absorvida sem envolver recursos de depositantes, contrapartes ou contribuintes. De forma similar, Acharya et al. (2010a) assinalam que, ao impor perdas aos credores, o capital contingente restaura a disciplina de mercado, e ao diminuir o ponto de *default*, reduz a leniência regulatória, o que contribui para mitigar o problema do TBTF.

Embora o capital contingente seja baseado na ideia de utilização de dívida subordinada como ferramenta de disciplina, que data do início da década de 1980, há de se ressaltar que existem diferenças significativas entre ele e a dívida subordinada tradicional. Primeiro, ao converter a dívida em capital antes de ocorrer o *default*, o capital contingente elimina o potencial problema político dos reguladores de ter que impor perdas aos detentores de dívida após a intervenção na

instituição. Segundo, porque o capital contingente, de forma crível, sofre perdas em um eventual *default* da IF, ele tende a refletir com precisão a tomada de riscos da instituição. Terceiro, caso seja devidamente estruturado, o capital contingente serve como incentivo para que as IFs reponham tempestivamente eventuais perdas patrimoniais significativas. Portanto, reforça os controles sobre o risco (CALOMIRIS; HERRING, 2011).

Em sintonia com os autores previamente citados, Hilscher e Raviv (2014) estimam a redução na probabilidade de *default* associada com a emissão de capital contingente em vez de dívida subordinada. Diferentemente do que ocorre no caso da dívida subordinada, sugere-se que com a escolha adequada da relação de conversão entre dívida e *equity* do capital contingente, praticamente se elimina o problema de transferência de risco dos acionistas para os credores da IF, mesmo em momentos de estresse financeiro.

Com enfoque em grandes bancos do Brasil, Goes, Sheng e Schiozer (2014) usam o modelo de Koziol e Jochen (2012), que determina o comportamento dos bancos sob diferentes tipos de contrato, para investigar se essas IFs estariam mais bem capitalizadas com contingentes conversíveis ou com dívidas subordinadas. Assim, verifica-se que, dependendo do ambiente regulatório em que se faz a análise, um ou outro pode ser melhor. Isto é, enquanto sob as regras de Basileia III, os bancos estariam mais bem capitalizados com contingentes conversíveis, em ambientes com baixa ou nenhuma regulação esses instrumentos tendem a elevar a tomada de riscos. Estão relacionados a esses resultados o efeito TBTF e a possibilidade de, em caso de falência da IF, não haver sobra de recursos para os acionistas após o pagamento dos detentores de dívidas subordinadas.

McDonald (2013) salienta que, embora o contingente conversível seja uma ferramenta importante de regulação, reduzindo a pressão sobre a IF em momentos de estresse, existem *trade-offs* que precisam ser considerados no momento de sua introdução. A manipulação de mercado, por exemplo, é um desses pontos. Nessa linha, aponta-se que um arbitrador, detentor de contingente conversível, pode eventualmente vender a descoberto ações da IF emissora da dívida, forçando a queda de preço desse ativo até ele atingir a região de conversão. Nesse momento, troca-se a dívida por ações e auferem-se os ganhos que surgirem após a ação retornar para um patamar superior ao preço de gatilho. Como alternativa, sugere-se um modelo de capital contingente que é convertido somente quando duas condições são satisfeitas: o preço da ação da IF está

menor ou igual ao valor de disparo e um índice de preço de ações do setor financeiro também está menor ou igual a um valor pré determinado. Segundo o autor, a grande vantagem desse novo formato é permitir a falência de bancos que estejam em dificuldades devido aos próprios erros e não por uma circunstância de mercado, como uma crise. Portanto, tende a melhorar o gerenciamento de risco. Adicionalmente, evita-se a conversão forçada.

Há sinais de que nos EUA, contrariamente ao esperado, a relação entre tamanho das IFs e potencial suporte governamental tenha sido aprofundada após 2007 (POGHOSYAN, WERGER e DE HAAN, 2014). No que concerne aos demais países analisados, também há indícios de que esse vínculo continua intenso e, portanto, segue impactando a tomada de riscos dos bancos. Devido à importância de se discutir esse tema, esta tese tem dois objetivos principais: o primeiro é avaliar, em períodos de normalidade e de crise, o impacto das garantias governamentais de resgate sobre o risco bancário; o segundo é investigar a relação entre a capacidade financeira dos países (*spread* de CDS), parte considerada fundamental para que as expectativas de resgate sejam convertidas em resgates efetivos, e o risco bancário.

Em linha com a hipótese de risco moral, verifica-se que elevações na expectativa de resgate governamental de uma instituição estão associadas com maior tomada de riscos por parte da mesma. Outro importante aspecto observado é que o *market share* e a expectativa de resgate dos concorrentes de uma IF, fatores representados pela variável MSCA, também influenciam em sua tomada de riscos. Observa-se, entretanto, que dependendo do intervalo de análise, esse vínculo pode ser modificado. Ou seja, em períodos normais há predomínio do canal por meio do qual incrementos no MSCA distorcem a competição, diminuem as margens de lucro e elevam a assunção de riscos dos bancos. Portanto, em linha com Gropp, Hakenes e Schnabel (2010). Durante a crise, contudo, elevações no MSCA apontam para redução na assunção de riscos. Sugere-se que isso se deve ao fato de que quanto maior o MSCA de uma instituição, menor a sua importância relativa no sistema e, portanto, menor a sua perspectiva de ser eventualmente resgatada. Dessa forma, opera-se com maior conservadorismo. Assim, encontram-se indícios de que a expectativa de resgate governamental provoca efeitos adversos sobre a competição e a tomada de riscos.

De forma semelhante, é destacado que a associação entre *spread* de CDS soberano e risco bancário é modificada durante a crise. Nesse sentido, enquanto em períodos normais aumentos

no CDS soberano estão vinculados a maior nível de risco bancário, na crise esse efeito é invertido. Ou seja, em linha com a tese de risco moral, ao se elevar o CDS e, portanto, reduzir a capacidade financeira de um país realizar resgates bancários na crise, tem-se uma diminuição no apetite por risco. Complementarmente, por meio de um modelo de diferenças em diferenças, encontram-se indícios de que durante a crise, as instituições localizadas em países com alto *spread* de CDS, apresentam, em média, elevação no nível de risco inferior àquelas localizadas em países com baixo *spread* de CDS.

As ações citadas anteriormente, referentes a limitação do tamanho dos bancos, exigência de capital adicional para bancos sistêmicos, redução de alavancagem, emissão de capital contingente, etc. certamente trarão impactos para a liquidez, rentabilidade e tomada de riscos dos bancos. Nesse sentido, futuros estudos poderiam analisar como essas medidas modificam as conclusões obtidas nesta tese. Em adição, acredita-se que a inclusão de controles referentes ao poder de mercado dos bancos e ao seguro de depósitos dos países poderia trazer mais robustez a essas novas investigações.

Apesar de existirem muitas teorias que apontam para o importante papel das finanças, por exemplo, no gerenciamento de riscos, redução da pobreza, promoção do crescimento econômico e redução da assimetria informacional, Zingales (2015) sugere que essa visão é inflada. Isto é, embora não haja dúvida de que uma economia desenvolvida precisa de um setor financeiro vigoroso, não existe razão teórica ou evidência empírica de que todo o crescimento do setor financeiro dos últimos anos tenha sido em prol da sociedade. Nessa linha, aponta-se que, sobretudo a partir da última crise, cresceu a desconfiança da população em relação aos banqueiros e a percepção de que o efeito líquido do sistema financeiro sobre a economia é negativo. Dessa forma, para se ter um sistema financeiro competitivo e inclusivo, é preciso que as leis sejam respeitadas e que se preencha a lacuna existente entre profissionais da área e os demais indivíduos acerca da relevância das finanças para a sociedade. Adicionalmente, aponta-se para a importância de os pesquisadores da área não se tornarem simples porta vozes do setor financeiro.

A crise financeira iniciada nos EUA em 2007 rapidamente atingiu diversos outros países, provocando instabilidade até mesmo em sistemas financeiros considerados muito estáveis. Embora cada país tenha contado como um arsenal distinto de medidas para frear esse fenômeno

e, portanto, tenham reagido ao mesmo de formas diferentes, o resgate governamental de bancos foi um instrumento amplamente utilizado. Se por um lado, o socorro a bancos em dificuldades impediu que eventuais falências no setor provocassem danos econômicos e sociais ainda mais fortes, por outro, elevou-se a expectativa de futuros resgates. Dessa forma, criou-se um círculo que se retroalimenta, ou seja, à medida que os resgates mantêm a distorção da competição e elevam o risco moral, eles tendem a provocar novas crises. Apesar de os novos instrumentos de regulação e fiscalização do setor financeiro trazerem uma perspectiva de maior estabilidade, há indícios de que questões fundamentais seguem não resolvidas. Assim, enquanto essa situação não for alterada, talvez seja precipitado achar que *“this time is different...”*.

7 Referências

ACHARYA, V. V., ANGINER, D., WARBURTON, A. J. (2013). *The end of market discipline? Investor expectations of implicit state guarantees*. Disponível em: www.papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm. Acesso em: 22 de janeiro de 2015.

ACHARYA, V. V., COOLEY, T. F., RICHARDSON, M. P., WALTER, I. (2010a). *Regulating Wall Street: The Dodd-Frank Act and the new architecture of global finance* (Vol. 608). John Wiley & Sons.

ACHARYA, V., DRECHSLER, I., SCHNABL, P. (2014). *A pyrrhic victory? Bank bailouts and sovereign credit risk*. *The Journal of Finance*, 69(6), 2689-2739.

ACHARYA, V. V., MORA, N (2012). *Are banks passive liquidity backstops? Deposit rates and flows during the 2007-2009 crisis*. No. w17838. National Bureau of Economic Research.

ACHARYA, V. V., PEDERSEN, L., PHILIPPON, T., RICHARDSON, M. (2010b). *Measuring Systemic Risk*. working paper, New York University.

———. (2011). *Taxing systemic risk*. *Regulating Wall Street: The Dodd-Frank Act and the New Architecture of Global Finance*, New York University: New York, 121-142.

ACHARYA, V. V., YORULMAZER, T. (2007). *Too many to fail— An analysis of time-inconsistency in bank closure policies*. *Journal of financial intermediation*, 16(1), 1-31.

ADRIAN, T., BRUNNERMEIER, M. K. (2011). *CoVaR*. National Bureau of Economic Research.

AFONSO, G., SANTOS, J. TRAINA, J. (2014). *Do too-big-to-fail banks take on more risk?* *Economic Policy Review*, Volume 20 Number 2

AGORAKI, M. E. K., DELISB, M. D., PASIOURAS, F. (2011). *Regulations, competition and bank risk-taking in transition countries*. *Journal of Financial Stability* 7 (2011) 38–48

ALLEN, F., CARLETTI, E., LEONELLO, A. (2011). *Deposit insurance and risk taking*. *Oxford Review of Economic Policy*, Volume 27, Number 3, 2011, pp. 464–478

ALLEN, F., GALE, D. (2004). *Competition and financial stability*. *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 36, No. 3

ALTER, A., SCHÜLER, Y. S. (2012). *Credit spread interdependencies of European states and banks during the financial crisis*. *Journal of Banking & Finance*, 36(12), 3444-3468.

ANGINER, D., DEMIRGÜÇ-KUNT, A., ZHU, M. (2014a). *How does competition affect bank systemic risk?* Journal of Financial Intermediation, 23(1), 1-26.

—————. (2014b). *How does deposit insurance affect bank risk? Evidence from the recent crisis.* Journal of Banking & Finance, 48, 312-321.

ANGKINAND, A., WIHLBORG, C. (2010). *Deposit Insurance coverage, ownership, and banks' risk-taking in emerging markets.* Journal of International Money and Finance, 29(2), 252-274.

ARISS, R. T. (2010). *On the implications of market power in banking: Evidence from developing countries.* Journal of Banking & Finance, 34(4), 765-775.

ARNOLD, B., BORIO, C., ELLIS, L., MOSHIRIAN, F. (2012). *Systemic risk, macroprudential policy frameworks, monitoring financial systems and the evolution of capital adequacy.* Journal of Banking and Finance, 36(12), 3125-3132.

ALTER, A., SCHÜLER, Y. S. (2012). *Credit spread interdependencies of European states and banks during the financial crisis.* Journal of Banking & Finance, 36(12), 3444-3468.

AVESANI, R., GARCIA PASCUAL, A. I. (2006). *A New Risk Indicator and Stress Testing Tool: A Multifactor Nth-to-Default CDS Basket.* IMF Working Paper, pp. 1-25, 2006.

BAGEHOT, W. (1888). *Lombard Street: A description of the money market.* Kegan, Paul & Trench.

BARTH, J. R., CAPRIO JUNIOR, G., LEVINE, R. (2004). *Bank Regulation and Supervision: What Works Best?* Journal of Financial intermediation, 13(2), 205-248.

—————. (2008). *Bank regulations are changing: for better or worse?* Comparative Economic Studies, 50(4), 537-563.

—————. (2012). *The evolution and impact of bank regulations.* World Bank Policy Research Working Paper, (6288).

BAUM, C. F., NICHOLS, A., SCHAFFER, M. E. (2010, September). *Evaluating one-way and two-way cluster-robust covariance matrix estimates.* In presentation made for the 16th UK Stata User Group Meeting.

BECK, T., DE JONGHE, O., SCHEPENS, G. (2013). *Bank competition and stability: cross-country heterogeneity.* Journal of financial Intermediation, 22(2), 218-244.

BECK, T., DEMIRGÜÇ-KUNT, A., LEVINE, R. (1999). *A new database on financial development and structure* (Vol. 2146). World Bank Publications.

_____. (2003). *Bank concentration and crises* (No. w9921). National Bureau of Economic Research.

_____. (2006). *Bank concentration, competition, and crises: first results*. *Journal of Banking and Finance*, 30 (2006), 1581–1603.

BEHR, P., SCHMIDT, R. H., XIE, R. (2009). *Market structure, capital regulation and bank risk taking*. *Journal of Financial Services Research*, June 2010, Volume 37, Issue 2-3, pp 131-158.

BERGER, A. N., BOUWMAN, C. H. S. *Bank capital, survival, and performance around financial crises*. Documento de trabalho, Wharton Financial Institutions Center. Disponível em: <http://fic.wharton.upenn.edu/fic/papers/09/0924.pdf>.

_____. (2013). *How does capital affect bank performance during financial crises?* *Journal of Financial Economics*, 109(1), 146-176.

BERGER, A. N., BOUWMAN, C. H. S., KICK, T., SCHAECK, K. (2014). *Bank risk taking and liquidity creation following regulatory interventions and capital support*.

BERGER, A. N., DEMSETZ, R. S., STRAHAN, P. E. (1999). *The consolidation of the financial services industry: Causes, consequences, and implications for the future*. *Journal of Banking & Finance*, 23(2), 135-194.

BERGER, A. N., KLAPPER, L. F., ARISS, R. T. (2009). *Bank competition and financial stability*. *Journal of Financial Services Research*, April 2009, Volume 35, Issue 2, pp 99-118

BERGER, P. G., OFEK, E. (1995). *Diversification's effect on firm value*. *Journal of financial economics*, 37(1), 39-65.

BERGER, A. N., ROMAN, R. A. (2013). *Did TARP banks get competitive advantages?* *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Forthcoming. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=2270811>>. Acesso em: 16 de novembro de 2014

BISIAS, D., FLOOD, M. D., LO, A. W., VALAVANIS, S. (2012). *A survey of systemic risk analytics*. US Department of Treasury, Office of Financial Research, (0001).

BLACK, L. K., HAZELWOOD, L. N. (2013). *The effect of TARP on bank risk-taking*. *Journal of Financial Stability*, 9(4), 790-803.

BOARD OF GOVERNORS OF THE FEDERAL RESERVE SYSTEM. (2015). *Press Release*. Disponível em: <<http://www.federalreserve.gov/newsevents/press/bcreg/20150720a.htm>>. Acesso em: 18 Dezembro 2015

BOFONDI, M., GOBBI, G. (2003). *Bad loans and entry into local credit markets*. Working Paper Series, 509. Bank of Italy.

BORENSZTEIN, E., & PANIZZA, U. (2009). *The costs of sovereign default*. IMF Staff Papers, 683-741.

BOYD, J. H., DE NICOLÒ, G. (2005). *The theory of bank risk taking and competition revisited*. The Journal of Finance. Volume LX, n° 3.

BOYD, J. H., DE NICOLÒ, G., JALAL, A. M. (2006). *Bank risk-taking and competition revisited: new theory and new evidence*. International Monetary Fund.

BOYD, J. H., GERTLER, M. (1994). *The role of large banks in the recent US banking crisis*. Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review, 18(1), 2-21.

BOYD, J. H., RUNKLE, D. E. (1993). *Size and performance of banking firms: Testing the predictions of theory*. Journal of monetary economics, 31(1), 47-67.

BREWER, E., JAGTIANI, J. (2013). *How much did banks pay to become too-big-to-fail and to become systemically important?* Journal of Financial Services Research, Volume 43, Issue 1, pp 1-35.

BROECKER, T. (1990). *Credit-worthiness tests and interbank competition*. Econometrica, Vol. 58, No. 2, 429-452.

BROWN, C. O., DINC, S. (2011). *Too many to fail? Evidence of regulatory forbearance when the banking sector is weak*. Review of Financial Studies, 24(4), 1378-1405.

BROWNLEES, C. T., ENGLE, R. F. (2012). *Volatility, correlation and tails for systemic risk measurement*. Available at SSRN 1611229.

—————. (2015). *SRISK: A Conditional Capital Shortfall Index for Systemic Risk Measurement*. New York University Working Paper

CABRERA, M. (2015). *Risk transfer and implicit insurance: The effect of banks' downgrades on sovereign debt*.

CALDERON, C., SCHAECK, K. (2012). *Bank bailouts, competitive distortions, and consumer welfare*.

CALOMIRIS, C. W. (1990). *Is deposit insurance necessary? A historical perspective*. The Journal of Economic History, 50(02), 283-295.

—————. (1997). *The postmodern bank safety net: lessons from developed and developing economies*. American Enterprise Institute

CALOMIRIS, C. W., HERRING, R. J. (2011). *Why and how to design a contingent convertible debt requirement*. Available at SSRN 1815406.

- CALOMIRIS, C. W., MASON, J. R. (1997). *Contagion and bank failures during the great depression: the June 1932 Chicago banking panic*. The American Economic Review, Vol. 87, No. 5, pp. 863-883.
- CAMERON, A. C., MILLER, D. L. (2015). *A practitioner's guide to cluster-robust inference*. Journal of Human Resources, 50(2), 317-372.
- CANTOR, R., PACKER, F. (1996). *Determinants and impact of sovereign credit ratings*. Economic policy review, 2(2).
- CARLETTI, E. (2008). *Competition and regulation in banking*. Handbook of Financial Intermediation and Banking, Elsevier, 449-482.
- CASELLI, S., GANDOLFI, G., SOANA, M. G. (2014). *The Impact of Sovereign Rating News on European Banks*. European Financial Management.
- CHEN, Y., HASAN, I. (2008). *Why do bank runs look like panic? A new explanation*. Journal of Money, Credit and Banking, 40(2-3), 535-546.
- CLAESSENS, S., LAEVEN, L., (2004). *What Drives Bank Competition? Some International Evidence*. Journal of Money, Credit and Banking, 563-583.
- CORREA, R., LEE, K., SAPRIZA, H. SUAREZ, G. (2014). *Sovereign credit risk, banks' government support, and bank stock returns around the world*. Journal of Money, Credit and Banking, 46(s1), 93-121.
- DAM, L., KOETTER, M. (2012). *Bank bailouts and moral hazard: empirical evidence from Germany*. Review of Financial Studies, 25(8), 2343-2380.
- DAMAR, E. GROPP, R. MORDEL, A. (2012). *The Ex-Ante Versus Ex-Post Effect of Public Guarantees*. Bank of Canada Working Paper. Disponível em: <<http://www.bankofcanada.ca/wp-content/uploads/2012/07/wp2012-22.pdf>>. Acesso em: 7 de Agosto 2014.
- DE JONGHE, O. (2010). *Back to the basics in banking? a micro-analysis of banking system stability*. Journal of financial intermediation, 19(3), 387-417.
- DEMIRGÜÇ-KUNT, A. (1998) *Designing a Bank Safety Net – A long Term Perspective –* http://www1.worldbank.org/finance/html/designing_a_bank_sn.html
- DEMIRGÜÇ-KUNT, A., DETRAGIACHE, E. (1998). *The determinants of banking crises in developed and developing countries*. Staff Papers-International Monetary Fund, 81-109.
- _____. (2002). *Does deposit insurance increase banking system stability? An empirical investigation*. Journal of Monetary Economics, 49(7), 1373-1406.

—————. (2005). *Cross-country empirical studies of systemic bank distress: a survey*. National Institute Economic Review, 192(1), 68-83.

DEMIRGÜÇ-KUNT, A., DETRAGIACHE, E., GUPTA, P. (2006). *Inside the crisis: An empirical analysis of banking systems in distress*. Journal of International Money and Finance, 25, 702-718.

DEMIRGÜÇ-KUNT, A., DETRAGIACHE, E., MERROUCHE, O. (2013). *Bank Capital: Lessons from the Financial Crisis*. Journal of Money, Credit and Banking, 45(6), 1147-1164.

DEMIRGÜÇ-KUNT, A., KARACAOVALI, B., LAEVEN, L. (2005). *Deposit Insurance around the world: a comprehensive database*. World Bank Policy Research Working Paper, (3628).

DEMIRGÜÇ-KUNT, A., HUIZINGA, H. (2004). *Market discipline and deposit insurance*. Journal of Monetary Economics, 51, 375–399.

—————. (2013). *Are banks too big to fail or too big to save? International evidence from equity prices and CDS spreads*. Journal of Banking & Finance, 37(3), 875-894.

DEMSETZ, R., SAIDENBERG, M., STRAHAN, P. (1996). *Banks with Something to Lose: The Disciplinary Role of Franchise Value*. Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review 2, pp. 1-14.

DE NICOLÒ, G. (2011). *Size, charter value and risk in banking: an international perspective*. In EFA 2001 Barcelona Meetings.

DE NICOLÒ, G., BARTHOLOMEW, P., ZAMAN, J., ZEPHIRIN, M. (2004). *Bank consolidation, internationalization and conglomeration: trends and implication for financial risk*. Financial markets, institutions & instruments, 13(4), 173-217.

DE NICOLÒ, G., LOUKOIANOVA, E. (2007). *Bank ownership, market structure and risk*. IMF working papers, 1-44.

DENIZ, A., DEMIRGÜÇ-KUNT, A., ZHU, M. (2013). *How does competition affect bank systemic risk?* Journal of Financial Intermediation, 23(1), 1-26.

DIAMOND, D. W., DYBVIK, P. H. (1983). *Bank Runs, Deposit Insurance, and Liquidity*. Journal of Political Economy, Vol. 91, No. 3, pp. 401-419

DIAMOND, D. W., RAJAN, R. G. (1999). *Liquidity risk, liquidity creation and financial fragility: A theory of banking*. National bureau of economic research.

—————. (2005). *Liquidity Shortages and Banking Crises*. The Journal of Finance, 60(2), 615-647.

DUCHIN, R., SOSYURA, D. (2014). *Safer ratios, riskier portfolios: Banks' response to government aid*. Journal of Financial Economics, 113(1), 1-28.

DUFFIE, D. (2010). *A contractual approach to restructuring financial institutions*. Ending government bailouts as we know them, 110-124.

———. (2012). *Drawing boundaries around and through the banking system*. In World Economic Forum (Ed.), The Financial Development Report (pp. 39-46).

DUTTAGUPTA, R., CASHIN, P. (2011). *Anatomy of banking crises in developing and emerging market countries*. Journal of International Money and Finance, 30, 354–376.

DZIOBEK, C., PAZARBASIOGLU, C. (1997). *Lessons from systemic bank restructuring: a survey of 24 countries*.

ELSAS, R., HACKETHAL, A., HOLZHÄUSER, M. (2010). *The anatomy of bank diversification*. Journal of Banking & Finance, 34(6), 1274-1287.

ELYASIANI, E., MESTER, L. J., e PAGANO, M. S. (2014). *Large capital infusions, investor reactions, and the return and risk-performance of financial institutions over the business cycle*. Journal of Financial Stability, 11, 62-81.

FARRUGGIO, C., MICHALAKA, T. C., UHDE, A. (2013). *The light and dark side of TARP*. Journal of Banking and Finance, 37, 2586–2604.

FERNANDEZ, A. I., GONZALEZ, F., SUAREZ, N. (2013). *How do bank competition, regulation, and institutions shape the real effect of banking crises? International evidence* Journal of International Money and Finance, 33, 19–40.

FISCHER, M., HAINZ, C., ROCHOLL, J., STEFFEN, S. (2014). *Government Guarantees and Bank Risk Taking Incentives*.

FISHER, K. P., GUEYIE, J. P. (2001). *Charter value and commercial banks' risk-taking in the NAFTA countries*. The International Journal of Finance, 13 (1), 2027-2044.

FLANNERY, M. J. (1998). *Using market information in prudential bank supervision: A review of the US empirical evidence*. Journal of Money, Credit and Banking, 273-305.

———. (2002). *No pain, no gain? Effecting market discipline via' reverse convertible debentures'*. Effecting Market Discipline Via'Reverse Convertible Debentures'(November 2002).

———. (2010). *What to Do about TBTF?* In Federal Reserve Bank of Atlanta 2010 Financial Markets Conference—Up From the Ashes: The Financial System After the Crisis, Atlanta, May (Vol. 12).

FORSSBAECK, J. (2011). *Ownership structure, market discipline, and banks' risk-taking incentives under deposit insurance*. *Journal of Banking & Finance*, 35 (10), 2666-2678.

FRATIANNIA, M., MARCHIONNEC, F., (2013). *The banking bailout of the subprime crisis: was the bang worth the buck?* *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 23, 240-264.

FRIEDMAN, M., SCHWARTZ, A. J. (1963). *A monetary history of the United States, 1867-1960*. Princeton University Press.

FRYDL, E. J. (1999). *The length and cost of banking crises*. International Monetary Fund.

GARCIA, G. (1999). *Deposit insurance: A survey of actual and best practices*.

GAUTHIER, C., LEHAR, A., SOUISSI, M. (2012). *Macroprudential capital requirements and systemic risk*. *Journal of Financial Intermediation* 21 594–618

GOES, K. C., SHENG, H. H., SCHIOZER, R. F. (2014). *Estrutura de Capital e Contingente Conversível sob a Ótica de Basileia III Um estudo empírico sobre o Brasil*. Em: 42º Encontro Nacional de Economia. Natal: ANPEC, 2014.

GOODHART, C. A., HUANG, H. (2005). *The lender of last resort*. *Journal of Banking & Finance*, 29(5), 1059-1082.

GOODHART, C., SCHOENMAKER, D. (1993). *Institutional separation between supervisory and monetary authorities*. In Conference on Prudential Regulation, Supervision, and Monetary Policy, Bocconi University, Milan.

GRAY, D. F., MERTON, R. C., BODIE, Z. (2007). *New framework for measuring and managing macrofinancial risk and financial stability* (No. w13607). National Bureau of Economic Research.

GROPP, R., GRUENDL, C., GUETTLER, A., (2013). *The impact of public guarantees on bank risk-taking: evidence from a natural experiment*. *Review of Finance*, rft014.

GROPP, R., HAKENES, H., SCHNABEL, I. (2010). *Competition, risk-shifting, and public bail-out policies*. *Review of Financial Studies*, hhq114.

GROPP, R., VESALA, J. (2004). *Deposit Insurance, moral hazard and market monitoring*. *Review of Finance* 8: 571–602, 2004.

GROUP OF TEN. (2001). Report on Consolidation in the Financial Sector. Disponível em: <<http://www.bis.org/publ/gten05.pdf>>. Acesso em: 2 de abril 2015.

HAKENES, H., SCHNABEL, I. (2010). *Banks without parachutes: Competitive effects of government bail-out policies*. *Journal of Financial Stability*, 6, 156–168.

HARDY, D., PAZARBASIOGLU, C. (1998). *Leading indicators of banking crises: Was Asia different?* Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=882602>>. Acesso em: 20 de Setembro de 2014.

HART, O. ZINGALES, L. (2011). *A new capital regulation for large financial institutions*. American Law and Economics Review, 13(2), 453-490.

HILSCHER, J., RAVIV, A. (2014). *Bank stability and market discipline: The effect of contingent capital on risk taking and default probability*. Journal of Corporate Finance, 29, 542-560.

HOGGARTH, G., JACKSON, P., NIER, E. (2005). *Banking crises and the design of safety nets*. Journal of Banking and Finance, 29, 143-159.

HONOHAN, P. (2000). *Banking system failures in developing and transition countries: diagnosis and prediction*. Economic Notes, 29(1), 83-109.

HONOHAN, P., KLINGEBIEL, D. (2003). *The fiscal cost implications of an accommodating approach to banking crises*. Journal of Banking and Finance, 27, 1539-1560.

HUANG, X., ZHOU, H., ZHU, H. (2009). *A framework for assessing the systemic risk of major financial institutions*. Journal of Banking & Finance, 33(11), 2036-2049.

IOANNIDOU, V. P., PENAS, M. F. (2010). *Deposit insurance and bank risk-taking: evidence from internal loan ratings*. Journal of Financial Intermediation, 19, 95-115.

JACEWITZ, S., POGACH, J. (2011). *Deposit rate advantages at the largest banks*. FDIC Division of Insurance Research Paper, (2014-02). Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=2482352>>. Acesso em: 11 de janeiro de 2015.

JIMENEZ, G., LOPEZ, J. A., SAURINA, J. (2013). *How does competition affect bank risk-taking?* Journal of Financial Stability, 9(2), 185-195.

JOBST, A. A., GRAY, D. F. (2013). *Systemic contingent claims analysis—estimating market-implied systemic risk*. IMF Working Paper n° 13/54. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=2233756>>. Acesso em: 28 de janeiro de 2015.

KAMINSKY, G. L., REINHART, C. M. (1999). *The twin crises: the causes of banking and balance-of-payments problems*. American economic review, 473-500.

KANE, E. (2000a). *Designing financial safety nets to fit country circumstances*. World Bank policy research working paper, (2453).

KANE, E. (2000b). *Incentives for banking megamergers: what motives might regulators infer from event-study evidence?* Journal of Money and Credit Bank 32:671-701

KANE, E., KLINGEBIEL, D. (2004). *Alternatives to blanket guarantees for containing a systemic crisis*. *Journal of Financial Stability*, 1, 31–63.

KASHYAP, A. K., RAJAN, R., STEIN, J. C. (2002). *Banks as liquidity providers: An explanation for the coexistence of lending and deposit-taking*. *The Journal of Finance*, 57(1), 33-73.

KEELEY, M. (1990). *Deposit Insurance, Risk, and Market Power in Banking*. *The American Economic Review*, Vol. 80, No. 5, pp. 1183-1200

KEZDI, G. (2003). *Robust standard error estimation in fixed-effects panel models*. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=596988>>. Acesso em: 9 de setembro de 2015.

KICK, T., PRIETO, E. (2014). *Bank risk and competition: evidence from regional banking markets*. *Review of Finance*, pp. 1–38.

KOZIOL, C., LAWRENZ, J. (2012). *Contingent convertibles. Solving or seeding the next banking crisis?*. *Journal of Banking & Finance*, 36(1), 90-104.

KROSZNER, R. S., STRAHAN, P. E. (1996). *Regulatory incentives and the thrift crisis: Dividends, mutual-to-stock conversions, and financial distress*. *The Journal of Finance*, 51(4), 1285-1319.

LAEVEN, L., LEVINE, R. (2007). *Is there a diversification discount in financial conglomerates?*. *Journal of Financial Economics*, 85(2), 331-367.

———. (2009). *Bank governance, regulation and risk taking*. *Journal of Financial Economics*, 93, 259–275.

LAEVEN, L., VALENCIA, F. (2008). *Systemic banking crises: a new database*. IMF Working Papers, 1-78.

———. (2012a). *The use of blanket guarantees in banking crises*. *Journal of International Money and Finance*, 31, 1220–1248.

———. (2012b). *Systemic banking crises database: an update*. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=2096234>>. Acesso em: 19 de junho de 2014.

LAMBERT, F. J., UEDA, K., DEB, P., GRAY, D. F., GRIPPA, P. (2014). *How big Is the implicit subsidy for banks considered too important to fail?* International Monetary Fund, Global Financial Stability Report

LA PORTA, R., LOPEZ-DE-SILANES, F., SHLEIFER, A. (2002). *Government ownership of banks*. *The Journal of Finance*, 57(1), 265-301.

LEONELLO, A. (2013). *Government Guarantees and the Two-Way Feedback between Banking and Sovereign Debt Crises*. Working Paper.

LINDGREN, C. J., GARCIA, G. G. e SAAL, M. I. (1996). *Bank soundness and macroeconomic policy*. International Monetary Fund.

McDONALD, R. L. (2013). *Contingent capital with a dual price trigger*. Journal of Financial Stability, 9(2), 230-241.

MARCUS, A. J. (1984). *Deregulation and Bank Financial Policy*. Journal of Banking & Finance, 8(4), 557-565.

MARIATHASAN, M., MERROUCHE, O., WERGER, C. (2014). *Bailouts and moral hazard: how implicit government guarantees affect financial stability*. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=2554386>>. Acesso em: 16 de junho de 2015.

MARQUES, L. B., CORREA, R., SAPRIZA, H. (2013). *International evidence on government support and risk taking in the banking sector*. FRB International Finance Discussion Papers, (1086).

MATUTES, C., VIVES, X. (2000). *Imperfect competition, risk taking, and regulation in banking*. European Economic Review, 44.

MERTON, R. C. (1977). *An analytic derivation of the cost of deposit insurance and loan guarantees an application of modern option pricing theory*. Journal of Banking & Finance, 1(1), 3-11.

MIERA, D. M., REPULLO, R. (2010). *Does Competition Reduce the Risk of Bank Failure?* Review of Financial Studies, 23(10), 3638-3664.

MOLYNEUX, P., SCHAECK, K., ZHOU, T. M. (2010). *Too-Big-to-Fail' and Its Impact on Safety Net Subsidies and Systemic Risk*. Bangor, Wales: Bangor University Working Paper.

MOOSA I. A. (2010). *The Myth of Too Big to Fail*. London: Palgrave MacMillan

MORGAN, D. P., STIROH, K. J. (2005). *Too big to fail after all these years*. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=813967>>. Acesso em: 28 de novembro de 2014.

NARAYANA, K. (2010). Disponível em: <https://www.minneapolisfed.org/~media/files/news_events/pres/kocherlakota_speech_07072010.doc>. Acesso em: 14 outubro 2015.

NICHOLS, A., SCHAFFER, M. (2007). *Clustered errors in Stata*. In United Kingdom Stata Users' Group Meeting.

OLIVEIRA, R. F., SCHIOZER, R. F., BARROS, L. A. B. C. (2015). *Depositors' Perception of "Too-Big-to-Fail"*. *Review of Finance*, 1–37.

PENNACCHI, G. (2012). *Narrow banking*. *Annu. Rev. Financ. Econ.*, 4(1), 141-159.

PISCHKE, J. S., ANGRIST, J. D. (2009). *Mostly Harmless Econometrics*.

POGHOSYAN, T., WERGER, C. R., DE HAAN, J. (2014). *Size and support ratings of US banks*. Disponível em: < <http://ssrn.com/abstract=2479199>> Acesso em: 15 de novembro de 2014

REINHART, C., ROGOFF, K. S. (2009a). *The aftermath of financial crises*. *The American Economic Review*, Vol. 99, No. 2.

———. (2009b). *This time is different: eight centuries of financial folly*. Princeton university press.

———. (2013). *Banking crises: An equal opportunity menace*. *Journal of Banking and Finance*, 37, 4557–4573.

REPULLO, R. (2004). *Capital requirements, market power, and risk-taking in banking*. *Journal of Financial Intermediation*, 13, 156–182.

ROGERS, WILLIAM, H. (1993). *Regression Standard Errors in Clustered Samples*. *Stata Technical Bulletin* 13: 19-23.

ROY, A. D. (1952). *Safety first and the holding of assets*. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 431-449.

ROY, S., KEMME, D. M. (2012). *Causes of banking crises: Deregulation, credit booms and asset bubbles, then and now*. *International Review of Economics and Finance*, 24, 270–294

SAUNDERS, A., SMITH, R. C., WALTER, I. (2009). *Enhanced regulation of large, complex financial institutions*. *Financial Markets, Institutions & Instruments*, 18(2), 153-154.

SCHAECK, K., CIHÁK, M. (2008). *How does competition affect efficiency and soundness in banking?* New empirical evidence.

———. (2014). *Competition, efficiency, and stability in banking*. *Financial Management*, 43(1), 215-241.

SCHAECK, K., CIHAK, M., WOLFE, S. (2009). *Are Competitive Banking Systems More Stable?* *Journal of Money, Credit and Banking*, 41(4), 711-734.

SCHÄFER, A., SCHNABEL, I., DI MAURO, B. W. (2013). *Financial sector reform after the crisis: has anything happened?*

SCHICH, S. (2010). *Expanded guarantees for banks*. OECD Journal: Financial Market Trends, 2009(2), 55-89.

SCHICH, S., LINDH, S. (2012). *Implicit guarantees for bank debt*. OECD Journal: Financial Market Trends, 2012(1), 45-63.

SCHIOZER, R. (2015). *Garantias governamentais e competitividade no setor financeiro*. Revista de Administração de Empresas, 55(4), 467-473.

SCHMID, M. M., WALTER, I. (2009). *Do financial conglomerates create or destroy economic value?*. Journal of Financial Intermediation, 18(2), 193-216.

SCHULARICK, M., TAYLOR, A. M. (2009). *Credit booms gone bust: Monetary policy, leverage cycles and financial crises, 1870-2008* (No. w15512). National Bureau of Economic Research.

SCHWEIKHARD, F. A., TSESMELIDAKIS, Z. (2011). *The impact of government interventions on CDS and equity markets*. Em: Finance Meeting EUROFIDAI-AFFI, Paris, Dezembro. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=1943546>> Acesso em: 19 de maio de 2015

SHAFFER, S. (1998). *The Winner's Curse in Banking*. Journal of Financial Intermediation, 7(4), 359 – 392.

SOEDARMONO, W., MACHROUHB, F., TARAZI, A. (2013). *Bank competition, crisis and risk taking: Evidence from emerging markets in Asia*. Journal of Int. Fin. Markets, Inst. and Money, 23, 196– 221.

STRAHAN, P. E. (2013). *Too big to fail: causes, consequences, and policy responses*. Rev. Financ. Econ., 5(1), 43-61.

UEDA, K., DI MAURO, W. (2013). *Quantifying structural subsidy values for systemically important financial institutions*. Journal of Banking and Finance, 37, 3830–3842.

UHDE, A., HEIMESHOFF, U. (2009). *Consolidation in banking and financial stability in Europe: Empirical evidence*. Journal of Banking & Finance, 33(7), 1299-1311.

VANDER VENNET, R. (2002). *Cost and profit efficiency of financial conglomerates and universal banks in Europe*. Journal of Money, Credit, and Banking, 34(1), 254-282.

VÖLZ, M., WEDOW, M. (2009). *Does banks' size distort market prices? evidence for too-big-to-fail in the CDS market*. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=1367534>>. Acesso em: 2 de março de 2015.

WALTER, I. (2010). *The new case for functional separation in wholesale financial services*. Disponível em: < <http://ssrn.com/abstract=1500832> >. Acesso em: 1 de outubro de 2015.

ZHOU, C. (2009). *Are banks too big to fail? Measuring systemic importance of financial institutions*. Measuring Systemic Importance of Financial Institutions (December 1, 2009).

—————. (2013). *The impact of imposing capital requirements on systemic risk*. Journal of Financial Stability, 9, 320– 329.

ZINGALES, L. (2015). *Does finance benefit society?* (No. w20894). National Bureau of Economic Research.

APÊNDICES

APÊNDICE A – Spread de CDS dos países da OCDE – 2005 a 2013

País	Spread de CDS								
	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Alemanha	3,63	3,25	5,96	46,84	26,62	58,44	103,73	39,59	25,05
Austrália	127,65	37,19	50,41	81,83	46,33	39,00
Austria	..	2,13	4,50	131,59	84,68	100,31	190,37	44,60	37,31
Bélgica	2,63	2,50	8,69	63,25	53,95	217,93	316,25	83,07	47,34
Canadá	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Chile	19,63	18,50	31,71	203,17	68,32	84,42	132,13	72,48	79,55
Coréia do Sul	25,08	17,67	45,33	332,97	87,16	95,65	170,04	63,50	65,95
Dinamarca	20,52	114,78	31,49	45,86	137,00	32,43	22,94
Eslováquia	7,75	9,50	16,50	156,25	78,67	81,93	298,29	97,09	83,85
Eslovênia	7,00	4,75	4,25	120,00	69,67	76,47	400,08	229,95	282,15
Espanha	3,13	2,67	12,71	98,96	110,82	349,51	393,52	294,81	156,99
Estados Unidos	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Estônia	535,00	191,67	93,03	166,27	67,60	62,34
Finlândia	4,00	1,50	4,90	60,10	28,16	33,59	77,50	29,94	22,50
França	2,50	1,75	8,06	55,71	30,51	101,02	222,30	91,14	53,76
Grécia	14,75	8,10	22,10	232,10	286,42	1.010,00	8.786,38	4.265,00	675,05
Holanda	87,60	30,82	63,04	121,85	46,42	36,11
Hungria	49,00	280,00	260,00
Irlanda	11,00	..	156,32	614,95	726,13	220,00	119,41
Islândia	6,00	5,00	64,70	976,80	411,90	265,03	316,63	181,63	177,05
Israel	35,50	21,50	36,45	164,46	125,85	115,25	198,00	135,00	100,41
Itália	10,00	8,63	20,60	164,03	108,74	238,47	503,21	278,28	168,45
Japão	4,58	3,42	7,86	46,41	67,74	72,09	143,07	76,28	39,83
Luxemburgo	-	-	-	-	-	-	-	-	-
México	69,00	93,00	92,00
Noruega	37,80	18,00	23,15	44,85	19,50	14,00
Nova Zelândia	54,30	60,75	93,50	50,16	40,61
Polônia	23,50	85,00	83,00
Portugal	6,75	4,83	13,88	96,33	91,22	499,59	1.092,67	448,62	351,68
Reino Unido	8,90	105,96	83,17	72,41	97,50	39,13	28,00
República Checa	..	61,22	67,33	173,77	89,56	93,84	167,50	19,12	5,75
Suécia	4,00	1,63	5,00	123,60	55,75	34,01	77,50	18,50	17,50
Suíça	5,00	..	54,10	40,47	67,81	42,53	30,23
Turquia	167,00	125,00	255,00

APÊNDICE B – Modelos com erros robustos clusterizados em nível de país

Tabela 15 – Impacto do MSCA sobre o risco bancário (Z-score)

Variáveis	Ln (Z-score)					
	(15.1)	(15.2)	(15.3)	(15.4)	(15.5)	(15.6)
MSCA	-1,245 (0,845)	-1,001 (1,006)	-1,010 (1,239)	-0,676 (0,739)	-0,667 (0,764)	-0,745 (0,945)
CRISE	-0,643*** (0,198)	-0,566** (0,258)	-0,207 (0,259)	-0,647*** (0,185)	-0,523** (0,218)	-0,215 (0,220)
MSCA * CRISE	0,337 (0,312)	0,347 (0,408)	-0,012 (0,469)	0,323 (0,291)	0,289 (0,346)	0,029 (0,409)
ATIV		0,000 (0,084)	-0,127 (0,105)		0,008 (0,021)	0,005 (0,022)
PROBSUP t-1		-0,401** (0,166)	-0,346** (0,149)		-0,494* (0,280)	-0,549* (0,290)
LIQUID		-0,076 (0,051)	-0,106** (0,043)		-0,159*** (0,053)	-0,162*** (0,056)
CONC			0,937 (0,909)			0,745 (0,764)
PIBCAP			2,220*** (0,451)			2,259*** (0,352)
CRESCPIB t-1			0,009 (0,026)			0,010 (0,022)
CRESCPIB t-2			-0,030*** (0,009)			-0,030*** (0,007)
CREDPIB			-0,005 (0,006)			-0,004 (0,004)
Número de observações	41314	35031	28875	41314	35031	28875
Número de efeitos fixos	5581	5291	4798	34	34	33
Número de clusters	34	34	33	34	34	33
F	67,87	28,98	100,50	76,81	21,92	316,29
R ²	0,597	0,631	0,672	0,210	0,238	0,270
R ² Ajustado	0,534	0,566	0,606	0,209	0,237	0,269

Fonte: elaboração própria

Notas: A variável dependente é o logaritmo natural do Z-score, cuja fórmula de cálculo é igual a: $(ROA + PL/Ativos) / \text{Desvio Padrão do ROA}$. Quanto menor o Z-score, maior é a assunção de risco. As variáveis independentes são: MSCA - market share dos competidores assegurados; CRISE - dummy que assume valor igual a um entre 2008 e 2010 se o país entrou em crise; ATIV - logaritmo natural do total de ativos; PROBSUP - probabilidade de suporte com defasagem de um ano; LIQUID - logaritmo natural do índice de liquidez, expresso em %; CONC - índice Herfindahl de concentração (proxy para competição); PIBCAP - logaritmo natural do PIB per capita; CRESCPIB - crescimento anual do PIB, expresso em %, com defasagens de um e dois anos; CREDPIB - total de crédito bancário ao setor privado dividido pelo PIB, expresso em %. Diferentes números de observações deve-se à disponibilidade de dados no Bankscope. A amostra contém bancos cooperativos, comerciais, hipotecários, de poupança e instituições governamentais de crédito com atuação nos países da OCDE entre 2005 e 2013. Regressões OLS em painel. As colunas (14.1), (14.2) e (14.3) incluem efeitos fixos por IF. As colunas (14.4), (14.5) e (14.6) incluem efeitos fixos por país. Os valores entre parênteses representam os erros padrão robustos clusterizados em nível de país. ***, **, * indicam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Tabela 16 – Impacto do CDS sobre o risco bancário (Z-score)

Variáveis	Ln (Z-score)							
	(16.1)	(16.2)	(16.3)	(16.4)	(16.5)	(16.6)	(16.7)	(16.8)
CDS	-0,027** (0,011)	-0,040*** (0,009)	-0,024 (0,018)	-0,038*** (0,009)	-0,029*** (0,008)	-0,036*** (0,007)	-0,023 (0,005)	-0,037*** (0,008)
CRISE	-0,478*** (0,041)	-0,760*** (0,222)	-0,660** (0,273)	-0,290 (0,274)	-0,496*** (0,040)	-0,758*** (0,210)	-0,615** (0,231)	-0,303 (0,243)
CDS*CRISE	0,055* (0,028)	0,081** (0,036)	0,078* (0,041)	0,022 (0,059)	0,067*** (0,031)	0,076** (0,035)	0,077** (0,034)	0,030 (0,047)
MSCA		-1,489 (0,920)	-1,289 (1,068)	-1,424 (1,349)		-0,821 (0,834)	-0,866 (0,816)	-1,067 (1,017)
MSCA*CRISE		0,456 (0,920)	0,387 (0,436)	0,062 (0,492)		0,437 (0,328)	0,331 (0,375)	0,104 (0,441)
ATIV			-0,024 (0,092)	-0,195* (0,105)			0,010 (0,022)	0,004 (0,022)
PROBSUP t-1			-0,334 (0,203)	-0,279 (0,180)			-0,548* (0,302)	-0,594* (0,309)
LIQUID			-0,067 (0,055)	-0,105** (0,043)			-0,148*** (0,044)	-0,156*** (0,050)
CONC				1,152 (0,987)				0,909 (0,805)
PIBCAP				2,221*** (0,505)				2,188*** (0,393)
CRESCPIB t-1				0,006 (0,027)				0,008 (0,023)
CRESCPIB t-2				-0,035*** (0,010)				-0,036*** (0,008)
CREDPIB				-0,003 (0,006)				-0,002 (0,005)
Número de observações	38.422	38.422	33.310	27.957	38.422	38.422	33.310	27.957
Número de efeitos fixos	5540	5540	5265	4781	34	34	34	33
Número de clusters	34	34	34	33	34	34	34	33
F	109,29	61,26	46,09	209,31	112,04	64,80	37,97	531,59
R ²	0,603	0,607	0,636	0,674	0,212	0,213	0,238	0,270
R ² Ajustado	0,536	0,541	0,567	0,607	0,211	0,212	0,237	0,268

Fonte: elaboração própria

Notas: Variável dependente é o logaritmo natural do Z-score, cuja fórmula de cálculo é igual a: $(ROA + PL/Ativos) / \text{Desvio Padrão do ROA}$. Quanto menor o Z-score, maior é a assunção de risco. As variáveis independentes são: MSCA - market share dos competidores assegurados; CDS - spread de credit default swap soberano, medido em centenas de pontos-base; CRISE - dummy que assume valor igual a um entre 2008 e 2010 se o país entrou em crise; ATIV - logaritmo natural do total de ativos; PROBSUP - probabilidade de suporte com defasagem de um ano; LIQUID - logaritmo natural do índice de liquidez, expresso em %; CONC - índice Herfindahl de concentração (proxy para competição); PIBCAP - logaritmo natural do PIB per capita; CRESCPIB - crescimento anual do PIB, expresso em %, com defasagens de um e dois anos; CREDPIB - total de crédito bancário ao setor privado dividido pelo PIB, expresso em %. Diferentes números de observações deve-se à disponibilidade de dados no Bankscope. A amostra contém bancos cooperativos, comerciais, hipotecários, de poupança e instituições governamentais de crédito com atuação nos países da OCDE entre 2005 e 2013. Regressões OLS em painel. As colunas (15.1), (15.2), (15.3) e (15.4) incluem efeitos fixos por IF. As colunas (15.5), (15.6), (15.7) e (15.8) incluem efeitos fixos por país. Os valores entre parênteses representam os erros padrão robustos clusterizados em nível de país. ***, **, * indicam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Tabela 17 – Distribuição do impacto do MSCA e do CDS sobre o risco bancário (Z-score) nos três anos de crise

Variáveis	Ln (Z-score)					
	(17.1)	(17.2)	(17.3)	(17.4)	(17.5)	(17.6)
CDS	-0,037*** (0,008)	-0,022 (0,018)	-0,035*** (0,007)	-0,035*** (0,007)	-0,023 (0,015)	-0,034*** (0,006)
ANO 2008	-1,411*** (0,452)	-1,355*** (0,491)	-0,980** (0,496)	-1,461*** (0,442)	-1,321*** (0,473)	-0,970** (0,472)
ANO 2009	-0,872*** (0,237)	-0,779*** (0,265)	-0,560 (0,370)	-0,857*** (0,227)	-0,712*** (0,255)	-0,511 (0,086)
ANO 2010	-0,637** (0,301)	-0,577* (0,306)	-0,396 (0,571)	-0,674** (0,085)	-0,525* (0,306)	-0,333 (0,554)
CDS*ANO 2008	0,276** (0,056)	0,279** (0,135)	0,099 (0,129)	0,247** (0,122)	0,280** (0,131)	0,121 (0,124)
CDS*ANO 2009	0,102 (0,166)	0,108 (0,152)	-0,126 (0,211)	0,037 (0,157)	0,087 (0,136)	-0,106 (0,159)
CDS*ANO 2010	0,027 (0,039)	0,036 (0,042)	0,001 (0,049)	0,031 (0,037)	0,031 (0,035)	-0,004 (0,035)
MSCA	-1,257 (0,821)	-1,037 (0,845)	-0,851 (0,808)	-0,671 (0,734)	-0,702 (0,642)	-0,611 (0,585)
MSCA*ANO 2008	1,077 (0,670)	1,075 (0,730)	0,497 (0,702)	1,150* (0,672)	1,030 (0,697)	0,529 (0,662)
MSCA*ANO 2009	0,418 (0,314)	0,337 (0,400)	0,470 (0,442)	0,421 (0,293)	0,262 (0,378)	0,422 (0,414)
MSCA*ANO 2010	0,353 (0,461)	0,302 (0,476)	0,377 (0,681)	0,379 (0,440)	0,228 (0,473)	0,367 (0,683)
ATIV		0,011 (0,094)	-0,277** (0,120)		0,009 (0,022)	0,003 (0,022)
PROBSUP t-1		-0,195 (0,136)	-0,152 (0,133)		-0,511 (0,311)	-0,538* (0,304)
LIQUID		-0,061 (0,047)	-0,082** (0,020)		-0,145*** (0,044)	-0,151*** (0,050)
CONC			1,027 (0,873)			0,817 (0,764)
PIBCAP			2,528*** (0,741)			2,389*** (0,566)
CRESCPIB t-1			0,019 (0,044)			0,025 (0,037)
CRESCPIB t-2			-0,015** (0,007)			-0,017** (0,006)
CREDPIB			0,000 (0,006)			0,000 (0,005)
Número de observações	38.422	33.310	27.957	38.422	33.310	27.957
Número de efeitos fixos	5540	5265	4781	34	34	33
Número de clusters	34	34	34	34	34	33
F	28,85	27,86	67,36	34,24	96,78	1157,25
R²	0,619	0,648	0,685	0,227	0,251	0,280
R² Ajustado	0,555	0,582	0,620	0,226	0,250	0,278

Fonte: elaboração própria

Notas: Variável dependente é o logaritmo natural do Z-score, cuja fórmula de cálculo é igual a: $(ROA + PL/Ativos) / \text{Desvio Padrão do ROA}$. Quanto menor o Z-score, maior é a assunção de risco. As variáveis independentes são: MSCA - market share dos competidores assegurados; CDS - spread de credit default swap soberano, medido em centenas de pontos-base; ANO 2008, ANO 2009 e ANO 2010 - dummies que assumem, no respectivo ano, valor igual a um se o país entrou em crise; ATIV - logaritmo natural do total de ativos; PROBSUP - probabilidade de suporte com defasagem de um ano; LIQUID - logaritmo natural do índice de liquidez, expresso em %; CONC - índice Herfindahl de concentração (proxy para competição); PIBCAP - logaritmo natural do PIB per capita; CRESCPIB - crescimento anual do PIB, expresso em %, com defasagens de um e dois anos; CREDPIB - total de crédito bancário ao setor privado dividido pelo PIB, expresso em %. Diferentes números de observações deve-se à disponibilidade de dados no Bankscope. A amostra contém bancos cooperativos, comerciais, hipotecários, de poupança e instituições governamentais de crédito com atuação nos países da OCDE entre 2005 e 2013. Regressões OLS em painel. As colunas (16.1), (16.2) e (16.3) incluem efeitos fixos por IF. As colunas (16.4), (16.5) e (16.6) incluem efeitos fixos por país. Os valores entre parênteses representam os erros padrão robustos clusterizados em nível de país. ***, **, * indicam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Tabela 18– Impacto da tripla interação entre MSCA, CDS e CRISE sobre o risco bancário (Z-score)

Variáveis	Ln (Z-score)	
	(18.1)	(18.2)
CDS	-0,055*** (0,009)	-0,049*** (0,008)
MSCA	-1,534* (0,919)	-0,865 (0,837)
CDS*MSCA	0,121** (0,049)	0,098** (0,042)
CRISE	-0,717*** (0,243)	-0,665*** (0,217)
CDS*CRISE	0,005 (0,106)	-0,047 (0,100)
MSCA*CRISE	0,410 (0,385)	0,295 (0,337)
CDS*MSCA*CRISE	0,067 (0,171)	0,165 (0,153)
Número de observações	38.422	38.422
Número de efeitos fixos	5540	34
Número de clusters	34	34
F	42,04	47,36
R²	0,608	0,214
R² Ajustado	0,542	0,213

Fonte: elaboração própria

Notas: Variável dependente é o logaritmo natural do Z-score, cuja fórmula de cálculo é igual a: $(ROA + PL/Ativos) / \text{Desvio Padrão do ROA}$. Quanto menor o Z-score, maior é a assunção de risco. As variáveis independentes são: MSCA - market share dos competidores assegurados; CDS - spread de credit default swap soberano, medido em centenas de pontos-base; CRISE - dummy que assume valor igual a um entre 2008 e 2010 se o país entrou em crise. A amostra contém bancos cooperativos, comerciais, hipotecários, de poupança e instituições governamentais de crédito com atuação nos países da OCDE entre 2005 e 2013. Regressões OLS em painel. A coluna (17.1) inclui efeitos fixos por IF. A coluna (17.2) inclui efeitos fixos por país. Os valores entre parênteses representam os erros padrão robustos clusterizados em nível de país. ***, **, * indicam significância a 1%,

Tabela 19 – Impacto do MSCA e do CDS sobre o risco bancário (componentes do Z-score)

Variáveis	Ln (ROA)		Ln (PL / Ativos)		Ln (Desvio Padrão do ROA)	
	(19.1)	(19.2)	(19.3)	(19.4)	(19.5)	(19.6)
CDS	-0,098** (0,042)	-0,087** (0,034)	-0,014*** (0,001)	-0,013*** (0,001)	0,028*** (0,009)	0,029*** (0,006)
CRISE	-0,064 (0,218)	-0,155 (0,177)	-0,206** (0,078)	-0,253*** (0,078)	0,092 (0,246)	0,053 (0,213)
CDS*CRISE	0,071* (0,042)	0,060* (0,032)	0,025 (0,017)	0,027 (0,017)	0,003 (0,016)	-0,001 (0,044)
MSCA	-0,262 (0,526)	-0,410 (0,426)	-0,340 (0,238)	-0,283 (0,203)	1,117 (1,153)	0,788 (0,894)
MSCA*CRISE	-0,012 (0,298)	0,150 (0,255)	0,144 (0,111)	0,249** (0,112)	0,071 (0,441)	0,140 (0,383)
ATIV	-0,191*** (0,052)	-0,065 (0,044)	-0,380*** (0,047)	-0,095*** (0,016)	-0,168* (0,098)	-0,093*** (0,029)
PROBSUP_{t-1}	-0,121 (0,114)	0,208 (0,148)	-0,045 (0,028)	0,057 (0,132)	0,240 (0,178)	0,636** (0,262)
LIQUID	-0,020 (0,034)	-0,001 (0,058)	-0,022 (0,015)	-0,019 (0,047)	0,082** (0,035)	0,175* (0,094)
CONC	1,798** (0,693)	2,007*** (0,476)	0,090 (0,209)	0,459* (0,238)	-0,877 (0,822)	-0,258 (0,641)
PIBCAP	0,221 (0,442)	0,021 (0,350)	0,573*** (0,148)	0,325** (0,142)	-1,602*** (0,411)	-1,814*** (0,274)
CRESCPIB_{t-1}	-0,001 (0,012)	0,000 (0,011)	-0,010*** (0,003)	-0,008*** (0,002)	-0,017 (0,024)	0,016 (0,020)
CRESCPIB_{t-2}	-0,003 (0,011)	-0,002 (0,009)	0,004 (0,002)	0,003* (0,002)	0,041*** (0,008)	0,041*** (0,007)
CREDPIB	-0,005 (0,007)	-0,006 (0,005)	-0,003* (0,002)	-0,004** (0,001)	-0,000 (0,004)	-0,001 (0,003)
Número de observações	25.279	25.279	27.957	27.957	27.957	27.957
Número de efeitos fixos	4685	33	4781	33	4781	33
Número de clusters	33	33	33	33	33	33
F	31,10	24,82	34,84	88,33	147,71	274,78
R²	0,743	0,236	0,932	0,278	0,718	0,328
R² Ajustado	0,684	0,234	0,918	0,277	0,660	0,327

Fonte: elaboração própria

Notas: As variáveis dependentes são: logaritmo natural do ROA, logaritmo natural do índice PL/Ativos e logaritmo natural do desvio padrão do ROA. Quanto menores são os índices: ROA e PL / Ativos, maior é a assunção de risco. Quanto maior é o desvio padrão do ROA, maior é a assunção de risco. As variáveis independentes são: MSCA - market share dos competidores assegurados; CDS - spread de credit default swap soberano, medido em centenas de pontos-base; CRISE - dummy que assume valor igual a um entre 2008 e 2010 se o país entrou em crise; ATIV - logaritmo natural do total de ativos; PROBSUP - probabilidade de suporte com defasagem de um ano; LIQUID - logaritmo natural do índice de liquidez, expresso em %; CONC - índice Herfindahl de concentração (proxy para competição); PIBCAP - logaritmo natural do PIB per capita; CRESCPIB - crescimento anual do PIB, expresso em %, com defasagens de um e dois anos; CREDPIB - total de crédito bancário ao setor privado dividido pelo PIB, expresso em %. Diferentes números de observações deve-se à disponibilidade de dados no Bankscope. A amostra contém bancos cooperativos, comerciais, hipotecários, de poupança e instituições governamentais de crédito com atuação nos países da OCDE entre 2005 e 2013. Regressões OLS em painel. As colunas (18.1), (18.3) e (18.5) incluem efeitos fixos por IF. As colunas (18.2), (18.4) e (18.6) incluem efeitos fixos por país. Os valores entre parênteses representam os erros padrão robustos clusterizados em nível de país. ***, **, * indicam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente

Tabela 20 – Diferenças em diferenças: Impacto do CDS sobre o risco bancário (Z-score e seus componentes)

Variáveis	Ln (Z-score)			Ln (ROA)			Ln (PL / Ativos)			Ln (Desvio Padrão do ROA)		
	(20.1)	(20.2)	(20.3)	(20.4)	(20.5)	(20.6)	(20.7)	(20.8)	(20.9)	(20.10)	(20.11)	(20.12)
LCDS	0,840** (0,378)	1,009*** (0,340)	1,136*** (0,299)	-0,689*** (0,197)	-0,484*** (0,227)	-0,626*** (0,136)	-0,308*** (0,100)	-0,25 (0,099)	-0,301*** (0,089)	-1,155*** (0,357)	-1,255*** (0,382)	-1,441*** (0,298)
CRISE	-0,251*** (0,085)	-0,331*** (0,067)	-0,331*** (0,067)	-0,195*** (0,063)	-0,141** (0,064)	-0,141** (0,064)	0,036 (0,046)	0,015 (0,024)	0,015 (0,024)	0,281*** (0,101)	0,338*** (0,081)	0,338*** (0,081)
LCDS * CRISE	-0,092 (0,218)	-0,239** (0,101)	-0,155** (0,076)	0,198 (0,157)	0,038 (0,068)	0,022 (0,068)	0,003 (0,105)	-0,050 (0,044)	-0,071*** (0,040)	0,098 (0,198)	0,184 (0,125)	0,081 (0,091)
CONSTANTE	-0,521*** (0,126)	-0,435*** (0,134)	-0,435*** (0,134)	-0,537*** (0,092)	-0,652*** (0,073)	-0,652*** (0,073)	2,220*** (0,054)	2,227*** (0,065)	2,227*** (0,065)	-1,817*** (0,110)	-1,900*** (0,096)	-1,900*** (0,097)
Número de observações	41314	32597	28865	37750	29991	26781	41314	32597	28865	41314	32597	28865
F	5,52	47,94	70,87	5,77	9,11	10,93	3,50	2,33	7,51	13,14	54,89	77,48
R²	0,053	0,079	0,100	0,065	0,035	0,069	0,0424	0,0309	0,0503	0,085	0,095	0,131

Fonte: elaboração própria

Notas: As variáveis dependentes são: logaritmo natural do Z-score, cuja fórmula de cálculo é igual a: $(ROA + PL/Ativos) / \text{Desvio Padrão do ROA}$, logaritmo natural do ROA, logaritmo natural do índice PL/Ativos e logaritmo natural do desvio padrão do ROA. Quanto menores são os índices: Z-score, ROA e PL / Ativos, maior é a assunção de risco. Quanto maior é o desvio padrão do ROA, maior é a assunção de risco. As variáveis independentes são: LCDS - dummy que assume valor igual a um se o spread de credit default swap soberano em 2007 (pré-crise) é inferior a 10 pontos-base; CRISE - dummy que assume valor igual a um de 2008 a 2010 se o país entrou em crise. Diferentes números de observações deve-se à disponibilidade de dados no Bankscope. A amostra contém bancos cooperativos, comerciais, hipotecários, de poupança e instituições governamentais de crédito com atuação nos países da OCDE entre 2005 e 2013. Regressões OLS em painel. Foram testadas diferentes amostras de países: membros da OCDE, colunas (20.1), (20.4), (20.7) e (20.10) membros da OCDE que entraram em crise, colunas (20.2), (20.5), (20.8) e (20.11); membros da OCDE que entraram em crise exceto EUA, colunas (20.3), (20.6), (20.9) e (20.12). Os valores entre parênteses representam os erros padrão robustos clusterizados em nível de país. ***, **, * indicam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.